

دكتور زكريا أحمد الشرييني

الإحصاء وتصميم التجارب

في

البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية



مكتبة الأنجلو المصرية

الإحصاء وتصميم التجارب

في

البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور / زكريا الشربيني

استاذ بكلية العلوم الإنسانية والاجتماعية

مدير مركز الانتساب الموجه

جامعة الإمارات العربية المتحدة



مكتبة الأجلو المصرية

أسم الكتاب: الإحصاء وتصميم التجارب فى البحوث النفسية
والتربوية والاجتماعية

أسم المؤلف: د/ زكريا الشربيني

أسم الناشر: مكتبة الانجلو المصرية

أسم الطابع: مطبعة محمد عبد الكريم حسان

سنة الطبع: ٢٠٠٧

رقم الايداع: ٨٥١٧

الترقيم الدولى: I-S-B-N 977-05-1309-1

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

الإهداء

إلى ...

والسدي ووالسدي

وفاء لدينهما الذي لا يوفسي ...

لا خير في خل يخون خليله

ويلقاء من بعد المودة بالجفا

سلام على الدنيا إذا لم يكن بها

صديق صدوق صادق الوعد منصفا

مقدمة الطبعة الجديدة

يسرني أن أقدم هذه الطبعة من كتاب «الاحصاء وتصميم التجارب في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية»، وهي طبعة مزيّدة ومحدّثة .

وكما هو معروف فإن الاحصاء تساعد الباحث والدارس في مجالات علم النفس والتربية والاجتماع ، ليس فقط على فهم لغة الأرقام في هذه المجالات بل على التصميمات التي تتناسب وطبيعة البيانات التي تم جمعها .

ولقد اردنا منذ البداية أن يكون هذا الكتاب عملياً أو من نوع تلك الكتب التي يطلق عليها Cook Book . لقد شمل الموضوعات ذات الأهمية والتي يشيع استخدامها أو إمكانية الاستفادة منها في البحوث والدراسات النفسية ، مع مراعاة التبسيط والسهولة والتسلسل في عرض الأفكار بالإضافة إلى الجديد أو الحديث في مجال المعالجات الاحصائية في البحوث الإنسانية .

لقد تم التحديث في بعض المواضع داخل هذه الطبعة الجديدة ، كما أضيف فصلاً جديداً حول التحليل الاحصائي الماورائي Meta Analysis وجاء العرض في الموضوعات المختلفة للكتاب مدعوماً بالصورة التي يمكن أن تظهر عليها نتائج التحليلات الاحصائية عند استخدام حزمة البرامج المشهورة Spss .

على أمل أن يلقي هذا العمل العلمي قبول اساتذتنا ويفيد طلبة العلم والباحثين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية .

ونسأل المولى عز وجل أن يعلمنا ، وأن ينفعنا بما علمنا ، وأخر دعوانا أن الحمد لله رب العالمين .

القاهرة - مصر الجديدة

٩ أبريل ٢٠٠٦

زكريا الشربيني

مقدمة

اعتبر البحث التجريبي أفضل طريقة لبحث بعض المشكلات في العلوم الإنسانية ، والباحث في هذا النوع من البحوث لا يتحدد بحدود الواقع ، وإنما يحاول إعادة بنائه في موقف تجريبي فيقوم بدور فعال في الموقف البحثي يتمثل في عمل تغيير مقصود وفق شروط محدده ، ويلاحظ التغير الذي ينتج عن هذه الشروط ، ويكون الهدف الأساسي من إجراء الباحث لذلك إنشاء علاقة سببية بين المتغيرات من خلال تصميم الموقف التجريبي الذي يعتبر فيه ضبط المتغيرات واحدا من الإجراءات الهامة ، وذلك لتوفير درجة مقبولة من الصدق .

وهناك العديد من التصميمات التجريبية التي تعتمد على أساليب إحصائية وخطوات تحليلية رياضية يستفاد من كل منها تحت شروط وظروف محددة ، لا غنى عن معرفتها والإلمام بخصائصها وكيفية تفسيرها والصورة التي تأتي عليها قبل الاعتماد على الحاسب لاستخراجها إذا رأى الباحث أنه عوضاً عن تنفيذها .

ويتناول هذا الكتاب قضية التصميم التجريبي في البحوث الإنسانية عبر ما نعينه بالتجريب والتصميمات التجريبية بأنواعها وطرق التصميم والتحليل الإحصائي لها سواء كانت تصميمات تجريبية بشرط أو أكثر من شرط للعينات المستقلة والعينات المترابطة ، وغير ذلك من القضايا التي استغرقت أربعة عشر فصلاً جاء آخرها متناولاً ما يعرف بتحليل التباين .

وقد اعتمد هذا الكتاب بالإضافة إلى ما شق طريقه إلى تفكير الكاتب من خبراته متعلماً ومعلماً على الكثير من المراجع العربية والأجنبية والدراسات الحديثة التي في مقدمتها مؤلفات Broota و Ferguson and Takan و Campbell and Lehman و Stanley وغيرها ... وقد أخذت عن هذه المؤلفات العديد من الآراء والأمثلة الرقمية وهذا لا ينفي الجذور وما توصل إليه علماء منذ عام ١٧٠٠ م .

وفي عام ١٩٠٦ طلبت شركة البيرة الشهيرة Guinness من العالم Gosset أن يقوم بدراسة لاختيار عينة من مجتمع مدينة Dublin بإيرلندا ، كي تقوم هذه العينة بتذوق البيرة . وقد توصل العالم Gosset إلى معادلة تختبر الفرق بين أداء العينة وأداء المجتمع ونشر معلوماته تحت الاسم المستعار Student خشية أن يستفيد أصحاب المصانع المتنافسة من أبحاث هذا العالم إذا ما كشفت عن شخصيته . ومن اختباره المشهورة اختبار «ت» . وقد طور العالم Fisher وعمم اختبار «ت» وأجرى دراسات عن تحليل التباين بين عامي ١٩٢٠ ، ١٩٢٢ .

لقد توالى الدراسات منذ افكار Pascal في القرن السابع عشر عن الاحتمالات وكذلك Laplace صاحب نظرية الاحتمالات إلى Gosset و Fisher في القرن العشرين إلى الوقت الراهن حيث الاهتمام بتحليل المتغيرات المتعددة Multivariate وحجم التأثير Effect Size وفوائد في بعض الأمور مثل التحليل الماورائي Meta-Analysis وادخلت الاستفادات من الإحصاء عموماً كتطبيق في ميدان العلوم الإنسانية .

ولايعنى هذا أن الأساليب الإحصائية في العلوم الإنسانية هي كل شيء في البحوث ، ولكنها وسيلة مساعدة للباحث لتطبيق البيانات والاجابة عن تساؤلات أو التحقق من صحة فروض . ويشترط عند اختيار هذه الأساليب الإحصائية مناسبة شروط تطبيقها وكيفية مناقشة ما تسفر عنه أو تفسيره ، حتى لا نصل إلى استنتاجات وتوصيات غير مناسبة أو تخزل متخذي القرار .

فمثلاً في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية بطرق مسحية أو وصفية أو ارتباطية ، نحن لا نبحث عن السبب والنتيجة ، مثلما يحدث في الطرق التجريبية التي يتم فيها بحث أثر متغير مستقل (معالجة) على متغير تابع ، وإنما يكون الاهتمام بدراسة المتغيرات المتصلة بظاهرة معينة لفهما وتفسيرها في ضوء علاقات واحداث محيطة .

وقد عرضت قضية الكتاب الحالي بطريقة متوازنة تطنب في تفصيل كل عنصر ولا توجز إلى الحد الذي يجعل العرض غير مفيد .

وأرجو من الله التوفيق في تحقيق الغرض المنشود ، وأن يستثير هذا العمل

العلمى فى القائمين على البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أبعادا وافاقا وطرائق جديدة . وكل طموحنا أن نضيف بما قدمناه هنا إلى ما أسداه ويسديه أساتذتنا وزملاؤنا وهم أجل وأقدر .

والكمال لله وحده وهو سبحانه ولى التوفيق والحمد رب العالمين

القاهرة - مصر الجديدة

الأربعاء ٣ أغسطس ١٩٩٤

ذكرى الشرينى

الفهرس

الفصل الأول

٢١ - ٧٤	التجريب والتصميمات التجريبية
٢٣	مقدمة
٢٧	المتغيرات : تصنيفها وتعريفها إجرائيا
٣٠	رفع مستوى الدقة فى التجربة
٣٢	ضبط المتغيرات
٣٤	المعالجات والعوامل
٣٥	وحدات التجربة
٣٦	الاختيار العشوائى والتعيين العشوائى
٣٦	الخطأ التجريبى
٣٧	الهدف من إجراء التجارب
٣٧	مطالب التجربة الجيدة
٤٢	التصميم التجريبى
٤٤	تصميمات فى المنهج التجريبى
٤٦	تصميمات بدائية
٥١	تصميمات تجريبية حقيقية
٦٠	تصميمات شبه تجريبية
٦٩	التصميمات العاملية
٧٢	التصميمات ذات الفرد الواحد

الفصل الثانى

٧٥ - ١٣٠	مبادئ إحصائية للتصميمات التجريبية
٧٧	مقدمة
٨١	المتوسط
٨٢	الوسيط
٨٢	المنوال
٨٤	التشتت
٨٤	المدى
٨٤	الانحراف المتوسط
٨٥	مجموع المربعات
٨٧	الانحراف المعيارى
٨٨	التباين
٩٢	معامل الاختلاف
٩٣	الدرجة المعيارية
٩٥	التوزيع الطبيعى والتوزيع الطبيعى المعيارى
٩٩	الأخطاء المعيارية وفترات الثقة
١٠٩	الفروض الإحصائية
١١٢	خطأ نمط (١) وخطأ نمط (٢)
١١٣	مستوى الدلالة
١١٤	اختبار الفرض
١١٦	اتخاذ القرار
١١٦	نظرية شيفر
١١٨	نسبة التغير
١١٩	معامل الالتواء ومعامل التفرطح
١٢١	التحويلات

١٢٢	تحويلة الجذر التربيعي
١٢٣	التحويلة اللوغاريتمية
١٢٤	تحويلة المقلوب
١٢٤	تحويلة الداله العكسية لجيب الزاوية
١٢٥	اختيار التحويلة المناسبة

الفصل الثالث

التصميم التجريبي بمعالجة واحدة

١٣١ - ١٧٢	والتصميم التجريبي بمعالجتين
١٣٣	مقدمة
١٣٣	مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع
١٣٣	مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع معلوم تباينه
١٣٦	مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع غير معلوم تباينه
١٣٨	دلالة الفرق بين متوسطين
١٣٨	دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مستقلتين
١٤١	دلالة الفرق بين عينتين مستقلتين ومتجانستين
١٤٤	دلالة الفرق بين عينتين مستقلتين وغير متجانستين
١٤٩	دلالة الفرق بين متوسطي عينتين غير مستقلتين
١٥٢	الطريقة التقليدية لدلالة فروق العينات المترابطة
١٥٢	طريقة انحرافات الفروق عن متوسط الفروق للمشاهدات
١٦١	طريقة ساندلر
١٦٣	دلالة الفرق بين النسب المئوية
١٦٣	مقارنة نسبة عينة بنسبة مجتمع
١٦٦	دلالة فرق نسبتي من عينتين مستقلتين
١٦٨	دلالة فرق نسبتي من عينتين مترابطتين

الفصل الرابع

التصميم التجريبي بأكثر من معالجتين

١٧٥ - ٢٤٥

للمقاييسات المستقلة

١٧٧	مقدمة
١٧٩	تحليل التباين أحادى الاتجاه
١٨٩	مقياس قوة العلاقة فى تحليل التباين بين المتغير المستقل والمتغير التابع
١٩٠	التباين المفسر فى تحليل التباين
١٩٢	الشروط التى يستند عليها لاستخدام تحليل التباين أحادى الاتجاه
١٩٨	الكشف عن تجانس التباين
١٩٨	أسلوب شيفيه - بوكس
٢٠٣	أسلوب هارتلى
٢٠٥	أسلوب بارتلت
٢٠٧	أسلوب كوجران
٢١٠	المقارنات المتعددة
٢١١	أساليب المقارنات غير المخطط لها (البعدية)
٢١١	طريقة أقل فرق دال
٢١٤	طريقة توكى
٢١٧	طريقة شيفيه
٢٢٣	طريقة نيومان - كولز
٢٢٨	طريقة دنكن
٢٣٤	الطريقة المختصرة باستخدام المجالات (المدى)
٢٣٦	أساليب المقارنات المخطط لها (القبلية)
٢٣٧	طريقة المقارنات المتعامدة
٢٤٤	طريقة دن وينفورنى

الفصل الخامس

التصميم العاملي ثنائي الاتجاه للقياسات المستقلة

٢٤٧ - ٣٠٢	(تحليل التباين ثنائي الاتجاه)
٢٤٩	مقدمة
	طريقة التحليل
٢٦٤	التفاعل بين المتغيرات
	تحليل التباين الثنائي عندما تكون حجوم الخلايا الخاصة بالمجموعات
٢٨٠	متناسبة وغير متساوية
	تحليل التباين الثنائي عندما تكون حجوم الخلايا الخاصة بالمجموعات
٢٨٨	غير متناسبة وغير متساوية
٢٩٨	نوع النموذج المستخدم

الفصل السادس

التصميم التجريبي بأكثر من معالجتين للقياسات المترابطة

٣٠٣ - ٣١٣	
٣٠٥	مقدمة
٣١٧	طريقة التحليل

الفصل السابع

التصميم العاملي ثنائي الاتجاه للقياسات المترابطة

٣١٥ - ٣٣٤	
٣١٧	مقدمة
٣١٧	طريقة التحليل

الفصل الثامن

التصميم المختلط

٣٣٥ - ٣٤٩	
٣٣٧	مقدمة
٣٣٧	طريقة التحليل

الفصل التاسع

التصميم التام العشوية

والتصميم الكامل العشوائية

٣٥٩ - ٣٥١

٣٥٣

٣٥٩

التصميم التام العشوية

التصميم الكامل العشوائية

الفصل العاشر

تحليل التباين بعوامل متشابكة

٣٧٩ - ٣٦١

٣٦٣

٣٦٥

مقدمة

طريقة التحليل

الفصل الحادي عشر

المربع اللاتيني للتجارب العاملة

٣٩٦ - ٣٨١

٣٨٣

٣٨٤

٣٩٠

مقدمة

طريقة التحليل

المربع اللاتيني في القياسات المتكررة

الفصل الثاني عشر

التصميم العامل ثلاثي الاتجاه

٤٣٣ - ٣٩٧

٣٩٩

٤٠١

٤٢٤

مقدمة

طريقة التحليل

التفاعل بين المتغيرات

الفصل الثالث عشر

تحليل التباين لمتغيرات متعددة

٤٤٧ - ٤٣٥

٤٣٧

٤٣٧

مقدمة

طريقة التحليل

الفصل الرابع عشر

تحليل التغيرات

٤٤٩ - ٤٧٦

مقدمة

٤٥١

تعديل تباين المتغير التابع في تحليل التغيرات

٤٥٤

طريقة التحليل

٤٥٥

الشروط التي يستند عليها

٤٦٥

منطقات تقويمية

٤٧١

الكفاية النسبية لتحليل التغيرات

٤٧٤

الفصل الخامس عشر

التحليل الاحصائي الماورائي

٤٧٧ - ٥٠٢

ملخص

٤٧٩

أولا : مدخل إلى مشكلة الدراسة

٤٨٠

ثانياً : أسئلة الدراسة

٤٨٣

ثالثاً : أهمية الدراسة

٤٨٤

رابعاً : خلفية نظرية عن التحليل الماورائي للبحوث

٥٠٣ - ٥٢٩

الملاحق

٥٣١ - ٥٤٠

المراجع

٥٣٣

المراجع العربية

٥٣٤

المراجع الأجنبية

الفصل الأول
التجريب والتصميمات
التجريبية

مقدمة :

لقد شهدت الإنسانية في عصرنا الحالي إنجازات كبيرة في كافة الميادين ، وتقدماً ضخماً في مجالات متنوعة . داخل كل ميدان وجاء هذا التقدم الهائل ثمرة لجهود الباحثين واعتمادهم على الطريقة العلمية Scientific Method في البحث ، هذه الطريقة التي اتضح أثرها في العلوم كافة ومنها العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وإن كانت بالطبع إنجازات البشر في العلوم الطبيعية أكثر مما حققوه في العلوم الإنسانية.

والمنهج العلمي الذي كان له الأثر الواضح في تقدم العلوم الطبيعية هو المنهج التجريبي ، وكان نتيجة لما أحرزه هذا المنهج من تقدم في العلوم الطبيعية أثر على إقبال علماء السلوك والعلوم الإنسانية على استخدامه والاستفادة منه .

والتجريب عموماً أكثر طرق البحث دقة ، والطريقة التجريبية Experimental Method تهتم بجمع البيانات لاختبار الفروض المتعلقة بقضية محددة مع عزل أو تثبيت العوامل الأخرى التي يمكن أن تترك أثرها على النتيجة ، أي أن الطريقة التجريبية تسعى إلى الكشف عن العلاقات بين المتغيرات في ظروف يسيطر الباحث فيها على متغيرات أخرى لمعرفة الظروف التي تسبب حدوث ظاهرة محددة ، ولذلك فالتجريب تغيير متعمد ومضبوط للشروط المحددة لحدث ما وملاحظة التغيرات الناتجة في الحدث ذاته .

والتجربة Experiment خطة مرسومة مقدماً لتشكيل أساس مأمون للحصول على معلومات جديدة أو لتأكيد أو رفض نتائج سابقة تفيد في وضع توصيات في مجال هذه التجربة وهذه الخطة تعتمد على تغيير وضبط في ظروف الواقع ، ويقصد بها تطبيق عامل معين على مجموعة من المفحوصين مثلاً أو مجموعات لمعرفة ما يحدث من أثر . مثل تطبيق طريقة حديثة للتدريس أو تطبيق برنامج محدد .

وإذا كانت التجربة نوعاً من الملاحظة المقننة أو المضبوطة كما يقال ، إلا أنها تتميز عن الملاحظة في كونها تتطلب تدخلاً أو معالجة يقوم بإدخالها الباحث أو المجرب ، فالمجرب يصطنع أحد المتغيرات ويتحكم فيه ثم يلاحظ ما إذا كان متغيراً نالياً قد اختلف تبعاً لذلك المتغير الأول أم لا .

ويشير Dyer إلى أن بعض المتغيرات التي يتعامل معها الباحث في العلوم السلوكية مقدرة شبه كمية Semiquantitative مثل الميول والاتجاهات وسمات الشخصية ومفهوم الذات ، فلا يعنى فرق أربع نقاط نفس المقدار من السمة المقاسة ولا تعكس فئات متساوية . كما أن القيمة (صفر) لمثل هذه المتغيرات لا يعنى انعدام السمة ويمكن الاصطلاح على أى رقم ليكون نقطة البداية أو صفر المتغير . بالإضافة إلى إمكانية تحويل القيم من توزيع إلى آخر .

والتجربة الحقيقية تعنى القيام بعملية استقصاء علمي تتم فيه الملاحظة وتجمع البيانات ولها خصائص تميزها في كثير من المواقف البحثية وهي :

– المعالجة Manipulation : ويقصد بها التغيير الذي يجريه الباحث على بعض أفراد دراسته .

– الضبط Control : ويعنى تثبيت أو عزل بعض الخصائص المحيطة بالموقف البحثي .

– العشوائية – Randomization : ويقصد بها توفير أفراد البحث على أساس عشوائي .

ولا ينتظر إمكانية توافر هذه الخصائص في كل البحوث التجريبية وهذا ما تطلب تعدد التصميمات التجريبية .

والباحث في الدراسة التجريبية عليه أن يمر بخطوات أساسية مبتدئاً بالمشكلة ومحدداً لها بدقة ثم بصياغة الفروض . والفرض هنا يقترح أن حالة ما (متغيراً مستقلاً Independent Variable) يؤدي إلى حدوث حالة أخرى أو حدث أو أثر . ولاختبار صدق نتيجة متوقعة من فرض ، يصمم الباحث تجربة يحاول فيها ضبط جميع الشروط ، فيما عدا المتغير المستقل الذي يتناوله والذي يسمى أحياناً بالمتغير التجريبي Experimental Variable ، ثم يلاحظ ما يحدث للمتغير التابع Dependent Variable نتيجة للتعرض للمتغير المستقل .

والمتغير التابع هو النتيجة التي تظهر أو تختفي أو تتغير إثر تطبيق المتغير المستقل عليها على اعتبار أن المتغير المستقل هو العامل أو السبب الذي يطبق بغرض معرفة أثره .

وأهم ما يميز التجربة هي أنه حينما يتم التحكم في المتغيرات العرضية أو المحيطة أو المتدخلة Intervening Variables أو الدخيلة Extraneous Variables فإن المتغير المستقل يفسح المجال أمامه لإيضاح تأثيره على المتغير التابع .

والمتابع لتاريخ علم النفس يلاحظ إعداد تجارب معملية على ذكاء الحيوان وانتقال أثر التدريب مثل تجارب Pavlov على الكلاب وتجارب Thorndike على القطط وتجارب نظرية الجشتالت Gestalt Theory على القرود تلك التجارب وغيرها التي مهدت بجلاء يستحق التقدير لتجارب على سلوك البشر مثل تجارب انتقال أثر التعلم لدى Thorndike والتجارب على سلوكيات الأطفال لدى Watson وتجارب Canon على الانفعال وتجارب Cattell على زمن الرجوع وتجارب Pines لرفع مستوى ذكاء أطفال المرحلة المبكرة وتجارب Bandura على النموذج والعدوان وتجارب الكشف عن الاستجابات المعززة والتغيرات الدافعية التي تفلو التعزيز لدى Ellis وتطبيقات التعلم الشرطي لدى Skinner وتجارب المفهوم عند Ausubel وغيرها من التجارب الرائدة في مجال التربية وعلم النفس .

ومن أمثلة التجارب لمزيد من الإيضاح نسوق المثال التالي : صاغ باحث في علم النبات فرضاً بخصوص نبات ما ، وهو أن ضوء الشمس (متغير مستقل) يؤثر في نمو النبات (متغير تابع) . ولاختبار صدق فرضه ، أحضر نباتين من نفس النوع ، ووضع أحدهما في مكان ظل ، بينما وضع الآخر في ضوء الشمس ، وهو بذلك يغير من كمية الضوء التي تسقط على النبات وتعطيه دليلاً تجريبياً مباشراً على أن ضوء الشمس يؤدي إلى نمو النبات ، بينما يعوق غيابه ذلك النمو . وربما رغب الباحث توسيع تجربته بإحضار نفس نوع النبات وتعريضه لدرجات متفاوتة من الضوء ، لكي يقرر إلى أي حد تؤثر درجات الضوء المختلفة على النمو .

وقد راعى الباحث ما يلي :

- عمر النباتات المستخدمة .
- حجوم الأواني التي وضعت فيها النباتات .
- نوع التربة المزروع فيها النبات .
- كمية الماء التي تعرضت وتعرض لها النباتات .
- طبيعة الجو المحيط (تيارات هوائية - جو بارد - جو حار) .

ودعنا الآن لنسوق مثلاً آخر لمزيد من الإيضاح :

في مجال التربية طبق باحث طريقتين جديدتين (B , C) لتدريس الرياضيات مقابل الطريقة التقليدية A وقد صاغ فرضين هما :

١ - يختلف متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة الحديثة B عن متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة التقليدية A .

٢ - يختلف متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة الحديثة C عن متوسط تحصيل الطلاب الذين يدرسون بالطريقة التقليدية A .

وهنا يكون المتغير المستقل هو طرق التدريس والمتغير التابع هو التحصيل على اعتبار أنه يقاس مع نهاية تدريس الوحدة موضع الاهتمام . ولاختبار صدق هذين الفرضين لا بد أن يحاول المجرّب ضبط جميع الظروف بحيث تكون واحدة لمجموعات التلاميذ (الثلاث) الذين تطبق عليهم الطرق الثلاث (طريقة لكل مجموعة) ولذلك فقد راعى هذا الباحث ما يلي من الضوابط :

- أعمار التلاميذ في المجموعات الثلاث .
- ذكاء التلاميذ في المجموعات الثلاث .
- المستوى الثقافي لأسر تلاميذ المجموعات الثلاث .
- عدد الدروس التي سوف تقدم بكل طريقة (اللازمة لتدريس وحدة من كتاب محدد) .

- الزمن المستغرق في تقديم كل درس وفي تقديم الدروس كلها .
- محتوى الدروس المقدمة (المادة العلمية) في المجموعات الثلاث .
- عدم إخبار تلاميذ المجموعات الثلاث بما يحاول أن يختبره الباحث من فروض .

- حجم الغرف الدراسية للمجموعات الثلاث ومستوى الإضاءة فيها ومستوى الضوضاء المتعرضة لها .

- مستوى كفاءة المدرسين الذين سوف يقومون بالتدريس للمجموعات الثلاث .
- احتمالية تواجد تلاميذ مشاغبين في أحد الفصول .

إن أهم واجب على الباحث وهو يخطط لتجربته ، أن يتمكن من ضبط جميع المتغيرات التي تؤثر على المتغير التابع . فإذا لم يتعرف عليها ويضبطها ، لا يمكنه

التأكد مما إذا كان تغيير المتغير المستقل (اختلاف مستويات المتغير المستقل أو اختلاف أنواع المتغير المستقل) أم أى عامل آخر هو الذى تسبب فى الأثر الحادث أو الناتج . وتحدد جوده التجربة إلى حد بعيد بالدرجة التى تقدم بها ضوابط صارمة .

وربما حاول بعض الباحثين التحقق من صحة فروض غير واضحة ، وربما دون محاولة التعرف على المتغيرات التى تؤثر على المتغير التابع وضبطها ، وعندئذ لا يمكن قبول نتائج بحوثهم كتجارب علمية ، وقد يوفر باحثون آخرون مستويات معينة من الضبط إلا أن نتائجهم تصبح موضع تحفظ . ولا شك أن توفير درجة كاملة من ضبط المتغيرات وبخاصة فى العلوم الإنسانية أمر بالغ الصعوبة ، وبالرغم من ذلك فإن الباحثين الجادين لا يتهاونون فى توفير أكبر قدر ممكن من الضبط للمتغيرات .

ولكى يستطيع الباحث تحديد المتغيرات التى تؤثر على المتغير التابع ، فعليه بالتحليل الدقيق لمشكلة بحثه والرجوع إلى الدراسات السابقة فى المجال وكذا الأطر النظرية فهى أغنى مصدر للمعلومات عن المتغيرات الجديرة بالضبط ، وقبل أن يتوفر لدى الباحث المعلومات الكافية عن طبيعة متغيرة المستقل والمتغيرات التى يمكن أن تؤثر فيه يكون الاندفاع بوضع تصميم تجريبي من قبله مخاطرة غير محسوبة ذات عواقب وخيمة .

المتغيرات : تصنيفها وتعريفها إجرائياً :

البحث فى العلوم الإنسانية يجرى تصميمه فى ضوء الاختلاف والتنوع بين الأفراد وبين الظروف ، والنشاط البحثى يهدف عموماً إلى محاولة فهم كيفية تغير الأشياء وأسباب تغيرها .

ومصطلح متغير Variable يتضمن شيئاً يتغير ، وبأخذ قيما مختلفة أو صفات متعددة . فتحصيل التلاميذ ينفات من تلميذ إلى آخر ، ولذلك فهو متغير ، والجنسيات (مصرى - سعودىأمريكى) متغير ، وطرق التدريس متغير .

فالمتغير مصطلح يدل على صفة محددة ، تأخذ عدداً من الحالات أو القيم أو الخصائص . وتشير البيانات الإحصائية التى يقوم الباحث بجمعها إلى مقدار الشيء أو الصفة أو الخاصية فى العنصر أو المفردة أو الفرد إلى متغيرات . وقد يشير المتغير إلى مفهوم معين يجرى تعريفه إجرائياً فى ضوء إجراءات البحث . ويتم قياسه كمياً أو وصفه كيفياً ، فالذكاء مثلاً صفة عقلية لدى الأفراد بدرجات متفاوتة وهو لذلك متغير؛

لأنه ليس بنفس القيمة أو الدرجة أو المستوى عند جميع الأفراد .

وهناك أكثر من طريقة لتصنيف المتغيرات عرضها زكريا الشربيني ، وذلك حسب غرض التصنيف ، فيمكن تصنيف المتغيرات حسب مستويات القياس ، ويمكن تصنيفها إلى كمية ونوعية إلخ

وما يهمنا الآن هو تعريف لأهم أنواع المتغيرات شائعة التداول في هذا المؤلف .

– المتغير المستقل Independent Variable : هو ذلك المتغير الذي يبحث أثره

في متغير آخر ، والباحث إمكانية على التحكم فيه للكشف عن تباين هذا الأثر باختلاف قيم أو فئات أو مستويات ذلك المتغير .

– المتغير التابع Dependent Variable : هو ذلك المتغير الذي يرغب الباحث في الكشف عن تأثير المتغير المستقل عليه .

– المتغير المعدل Moderator Variable : هو ذلك المتغير الذي قد يغير في

الأثر الذي يتركه المتغير المستقل في المتغير التابع ، إذا اعتبره الباحث متغيراً مستقلاً ثانوياً إلى جانب المتغير المستقل الرئيسى في الدراسة ، وهو يقع تحت سيطرة الباحث ويقرر فيما إذا كان من الضروري إدخاله في الدراسة أم لا .

مثال ذلك حينما يرغب الباحث في معرفة أثر طريقة التدريس المستخدمة على تحصيل مادة الإحياء ، وجاءت عينة الدراسة من الجنسين ، فقد يرى الباحث أن أثر طريقة التدريس يعتمد على جنس المتعلم ، فالجنس هنا متغير معدل أى متغير مستقل ثانوى .

– المتغير المضبوط Controll Variable : هو ذلك المتغير الذي يحاول الباحث

إلغاء أثره على التجربة ، ويقع تحت سيطرته ، ولا يستطيع أن يبرر اعتباره متغيراً مستقلاً ثانوياً (معدلاً) ويشعر أن ضبطه سوف يقلل من مصادر الخطأ في التجربة .

مثال ذلك حينما يرغب الباحث في معرفة أثر طريقة ، التدريس المستخدمة على تحصيل الرياضيات لدى طلاب الثانوى العام والثانوى الصناعى ، فيرى الباحث أن عدم تشابه مجموعات المقارنة من حيث الذكاء يؤثر على نتائج التجربة .

– المتغير العارض أو الدخيل Extraneous - Intervening Variable : هو

المتغير المستقل غير المقصود الذي لا يدخل في تصميم الدراسة ، ولا يخضع لسيطرة الباحث ، ولكنه يؤثر على نتائج الدراسة ، أو يؤثر في المتغير التابع . كما لا يمكن ملاحظته أو قياسه . والباحث نظراً لأنه لا يستطيع ملاحظة أو قياس المتغير الدخيل أو المتغيرات العارضة فعليه أن يأخذها بعين الاعتبار عند مناقشة النتائج وتفسيرها .

كان ذلك عن أهم أسماء المتغيرات شائعة التداول في مجال البحوث التجريبية وفي هذا الكتاب ، إلا إن البحث الذي تصاغ أسئلته أو فروضه بشكل محدد لابد أن يعتمد على تعريفات إجرائية لبعضها أو لكل متغيراته ، وذلك حسب معطيات وظروف البحث .

فقد يعتمد البحث مثلاً على متغير رتبي للابتكار ، حيث يتم تقسيم العينة إلى ذوى الابتكار العالى وذوى الابتكار المتوسط وذوى الابتكار المنخفض ، وذلك تبعاً لواحد من الأسلوبين الآتيين على سبيل المثال :

الأسلوب الأول : اعتبار الحاصلين على قيمة الأرباعي الأعلى (المئينى ٧٥) فأكثر

هم ذوى الابتكار العالى .

اعتبار الحاصلين على قيمة الأرباعي الأدنى (المئينى ٢٥) فأقل هم

ذوى الابتكار المنخفض .

اعتبار الحاصلين على درجات بين الأرباعين هم ذوى الابتكار

المتوسط .

الأسلوب الثانى : اعتبار الحاصلين على ١٦ ٪ الأعلى من الدرجات للمينة هم ذوى

الابتكار العالى .

اعتبار الحاصلين على ١٦ ٪ الأدنى من الدرجات للمينة هم ذوى

الابتكار المنخفض .

اعتبار الحاصلين على درجات بين الفئتين السابقتين ونسبتهم ٦٨ ٪

هم ذوى الابتكار المتوسط .

وبالاعتماد على الأسلوب الأول فقد نصل إلى أن الذين حصلوا على الدرجة ٤٨

فأكثر هم أصحاب الابتكار العالى والذين حصلوا على الدرجة ٢٩ فأقل هم أصحاب

الابتكار المنخفض والأفراد أصحاب الدرجات بين ٤٨ ، ٢٩ هم أصحاب الابتكار المتوسط .

ويعتبر ذلك تعريفاً إجرائياً لكل فئة أو مستوى من مستويات الابتكار بخصوص العينة موضع البحث ، وذلك في ضوء استخدام فكرة الأرباعيات أو المئدييات Percentiles للتقسيم .

وربما اعتمد الأمر على درجات معيارية أو درجات معيارية معدلة مثل التائييات ، وبطبيعة الحال فالأمر مرهون بطريقة تقدير الدرجة على المقياس المستخدم لقياس الظاهرة ، وهي الابتكار في بحثنا السابق .

والصور التي تظهر فيها التعريفات الإجرائية للمتغيرات متعددة ، فقد تعرف بدلالة الإجراءات التي تؤدي إلى ظهور سلوك معين ، كأن يعرف الباحث طريقة التدريس بالنشاطات أو الممارسات التي يقوم بها المعلم . وربما تظهر التعريفات الإجرائية للمتغيرات بدلالة الخصائص الكامنة للمتغير أو بدلالة السلوكيات البسيطة المتضمنة في أدوات القياس ، كأن يعرف الباحث الذكاء بأنه الدرجة التي يحصل عليها المفحوص في اختبار التشابهات أو أنه خاصية يظهر الفرد فيها القدرة على الاستدلال والتذكر .

وربما يرى باحث أن أصحاب المستوى المرتفع من القدرة المكانية هم الأفراد الحاصلون على درجة أعلى من الوسيط ، وأصحاب المستوى المنخفض من تلك القدرة هم الأفراد الحاصلون على درجة أدنى من الوسيط أو درجة تساوى الوسيط فأقل .. وهو يتخذ ذلك تعريفاً إجرائياً لكل فئة من هاتين الفئتين في دراسته .

رفع مستوى الدقة في التجربة :

من الواضح أنه كلما قلت الأخطاء في التجربة زادت الدقة في النتائج ، ويتوقف كم الأخطاء الذي يمكن أن يقع فيه الباحث على عدد من النواحي يمكن تصنيفها إلى :

١ - خصائص المفحوصين :

يبدو أحياناً لبعض الباحثين أن المتغير المستقل بأنواعه في أبحاثهم أو مستوياته أدى إلى أثر في المتغير التابع ، بينما جاء ذلك في حقيقته إلى صفة أو خاصية معينة لدى المفحوصين أو لدى مجموعة منهم .

فمن واجب الباحث مراعاة خصائص عينته التي يمكن أن تترك أثراً على المتغير التابع وفي مثال طرق التدريس السابق نجد أن الذكاء والعمر وجنس المفحوص والحالة الصحية والمستوى الثقافي والاجتماعي للأسرة والخبرات التربوية والأسرية السابقة . تعد أمثلة لمتغيرات جديرة بالضبط أو المكافأة في المجموعات الثلاث موضع المقارنة .

٢ - إجراءات التجريب :

في مثال طرق التدريس السابق ، إذا لم يأخذ الباحث في اعتباره تساوي عدد الدروس المقدمة بكل الطرق ، تساوي التدريبات على حل المسائل في كل مجموعة وفي كل درس ، أو لم يختار جزءاً من المقرر يتناسب والتدريس بالطرق الثلاث بدرجة متساوية ، أو لم يعط المجموعات أوقاتاً متساوية للتدريبات أو في الاختبار النهائي ، أو استشف المدرسين القائمين على التدريس أو التلاميذ فرض الباحث ووجهته ، أو فقدت إحدى المجموعات حماسها للطريقة لأسباب معينة ، فإن هذه الفروق في إجراءات التجريب تؤثر في متوسط التحصيل المتوقع لكل مجموعة .

٣ - خصائص القائم على التجريب :

إذا كان الباحث هو الذي يقوم بالتجريب فلا بد أن يتميز بالمحايدة ، ولا يجب أن يبدو عليه الحماس لأحد أنواع أو تقسيمات المتغير المستقل أو أحد مراحله . وإذا كان هناك أكثر من مطبق فلا يجب أن يكون أحدهم أكثر كفاءة أو لديه تحمس لطريقة على أخرى إذا كان الأمر بخصوص مثال طرق التدريس السابق .

٤ - خصائص فيزيائية :

من الهام جداً أن تتم التجارب في العلوم الإنسانية قدر الإمكان في الظروف الطبيعية .

ففي مثال طرق التدريس يكون من التحيز إذا جاء أحد فصول التجربة أكثر عرضة للضوضاء أو مقاعدها غير مريحة أو إضاءته غير كافية وفي التجارب الزراعية ربما جاءت إحدى القطع للأراضي المستخدمة بجوار مجرى مائي أو في أماكن أكثر عرضة للتيارات الهوائية وإن كانت هناك بعض الأحداث التي تؤثر على المتغير التابع تخرج عن نطاق إمكانات الباحث مثلما هو الحال في معالجات الإنبات التي تقع تحت صدفة التغيرات المناخية والجوية ... وتأثير بعض البرامج التي تعالج قضايا اجتماعية حينما تترافق مع مشروعات قومية مثل تعداد السكان أو التجديد الإجباري .

والآن يبدو لنا من مثال طرق التدريس أن الباحث قد اهتم بطريقتين جديدتين لتدريس الرياضيات بالإضافة إلى الطريقة التقليدية ، وتسمى كل مجموعة طبق عليها طريقة جديدة مجموعة تجريبية Experimental Group أما المجموعة التي لم يطبق عليها الأسلوب الجديد وتشبه المجموعة التجريبية في جميع خصائصها وتتماثل معها في جميع الإجراءات عدا تطبيق إحدى الطرق الحديثة عليها تسمى مجموعة ضابطة Control Group والمتغيرات المضبوطة Variables هي المتغيرات التي لزم ضبطها لتكون بدرجة متساوية في المجموعات الثلاث (الضابطة والتجريبية) ويمكن ضبطها بالفعل مثل جنس المفحوص والعمر والذكاء وحجم الأسرة والمتغيرات العارضة هي التي يصعب ضبطها مثل الراحة النفسية للمفحوص كما أن تفاعل المتغير المستقل في إطار الظاهرة أمر هام لا يمكن إغفاله في ظهور النتائج ، والتصميمات المختلفة للبحوث التجريبية تواجه بصفة عامة هذه المشكلة ويحاول الباحثون التغلب على أثر هذا التفاعل والتغير المستمرين Transaction .

ضبط المتغيرات Variables Control

يقوم الباحث بحصر المتغيرات التي يتوقع تأثيرها على المتغير التابع وبعد هذا الحصر فإن عليه إما عزلها أو تثبيتها .

فإذا استبعد الباحث مثلاً التلاميذ أصحاب المستوى المرتفع من الذكاء ، فإننا نقول : إنه قام بعملية عزل ، وإذا قام باحث آخر بعصب عيون المفحوصين في تجربة للتمييز باللمس أو قام بوضع المفحوصين في غرفة عازلة للصوت في تجربة لتمييز الكلمات من حركة الشفاة نقول : إنه قد قام بعملية عزل المتغير الخاص بالنظر في الحالة الأولى والمتغير الخاص بالسمع في الحالة الثانية .

وهناك ما نطلق عليه الضبط الفيزيقي Physical Control حينما نكون بصدد الظروف المادية والمكانية التي يجرى فيها الباحث تجربته مثل استخدام الزجاج الذي يمكن من الرؤية في اتجاه واحد أو الغرف عازلة الصوت ، وذلك بهدف عزل المتغيرات الخارجية غير المطلوب تأثيرها على المتغير المستقل .

إلا أنه من غير الممكن في أحيان كثيرة إبعاد متغيرات خارجية مثل العمر أو حجم الأسرة أو الترتيب الميلادى للأطفال ، ومثل هذه المتغيرات على الباحث أن يتأكد من توافرها بالتساوى تقريباً لدى الأفراد أو لدى المجموعات موضع المقارنة وحينئذ نقول إنه قد قام بعملية تثبيت المتغير أو المتغيرات .

وهناك طريقة أخرى للضبط يطلق عليها الضبط الانتقائي Selective Control

ويلجأ إليه الباحث لتثبيت بعض المتغيرات ذات الأثر على المتغير التابع كأن يختار أطفالاً من أعمار محددة ولهم نسب ذكاء محدد .. شريطة توفرها في المجموعات موضع المقارنة حتى يتأكد الباحث أنه لا يوجد إلا القليل قدر الإمكان من الفروق بين المفحوصين في المتغيرات المحيطة أو الدخيلة ، وفي هذا الصدد هناك ثلاثة أساليب:

وهناك ما يعرف بالتحكم في مقدار المتغير التجريبي ، حيث يقوم الباحث بتقديم كمية أو مقدار معين من المتغير التجريبي ، ثم يزيد هذا المقدار (لمعرفة أثر الزيادة) أو يقلله (لمعرفة تأثير النقصان) على المتغير التابع . مثال ذلك رفع درجة حرارة غرفة الدراسة إلى ٣٠ درجة والكشف عن تأثير ذلك على تحصيل التلاميذ ، وخفض درجة حرارتها إلى ٢٠ والكشف عن تأثيرها على تحصيل التلاميذ . ان الباحث هنا يستطيع أن يكشف عن العلاقة بين درجة حرارة غرفة الدراسة وتحصيل التلاميذ ، والتعبير عن هذه العلاقة رقمياً .

(أ) المزاوجة (المناظرة) Matching

وفيها يتم توزيع المفحوصين بحيث يوجد لكل مفحوص في مجموعة معينة نظير في كل مجموعة من المجموعات الأخرى من حيث الخصائص المحيطة أو الدخيلة مثل الذكاء وحجم الأسرة و.... التي يفترض أنها تؤثر على المتغير التابع ، ولتحقيق هذه المزاوجة تطبق أداءة قبلية على جميع المفحوصين ثم أخذ الذين يتساوون أو يتشابهون في هذه الخصائص ويتم توزيعهم عشوائياً على المعالجات (مستويات أو فئات المتغير المستقل ...).

وإحدى الصعوبات في أسلوب المزاوجة عدم إمكانية تحقيق التكافؤ بين مفحوصي المعالجات (النظائر) في جميع الخصائص ، فالطفل أحمد مثلاً وضع في المجموعة الأولى مثلاً وهو من أسرة ذات حجم ٦ وترتيبه الميلادى الثانى ونسبة ذكائه ١٠٤ ومؤهلات ،والديه جامعية ، وعلينا أن نجد نظيراً للطفل أحمد وليكن هشام يجب أن نضعه في المجموعات الثانية بحيث يكون له نفس الخصائص ، وإذا كان لدينا معالجة ثالثة فسوف يكون لدينا مجموعة ثالثة خاصة بها يجب أن نوفر لها أيضاً نظيراً للطفل أحمد وليكن عمرو له نفس الخصائص وهكذا . وللتغلب على هذه الصعوبة نلجأ إلى مساواة المجموعات Equating Group عوضاً عن تكافؤ المفحوصين كأفراد عن طريق الوصول بهذه المجموعات إلى متوسطات (للمتغيرات الكمية) أو تكرارات (للمتغيرات النوعية) تقترب من التساوى (ليس بينها فروق ذات دلالة إحصائية) .

(ب) العشوائية (التعشية) Randomization

وهو أسلوب شائع لاختيار مجموعات متكافئة من المفحوصين طبقاً لعدد المعالجات (ومستويات المتغير المستقل) ويرجع تطبيق هذا المبدأ إلى العالم Fisher والعشوائية في الاختيار تعنى أن كل مفحوص له فرصة متساوية وغير متحيزة ومستقلة لأن يقع في إحدى المجموعات ومن ثم تتوزع خصائص المفحوصين عشوائياً على المجموعات موضع المقارنة وإن كان ذلك مقبولا على المستوى النظرى ، ويمكن أن يحدث مع أخذ عينات ذات أحجام كبيرة ، إلا أنه لا يضمن عن طريقها (العشوائية) تساوى أو اقتراب التساوى بين المفحوصين في جميع المتغيرات الخارجية (الدخيلة) التى يتوقع من خلال خلفية الباحث تأثيرها على المتغير التابع . وهذا ما يجعل أسلوب المزوجة أنسب الأسلوبين .

(ج) طريقة التوائم Co-twin Method

وفى هذا الأسلوب يتم توزيع كل توائم على مجموعتين أحدهما فى المجموعة التجريبية مثلاً والاخر فى المجموعة الضابطة ، ونظراً لصعوبة الحصول على توائم وقلة إعدادهم عموماً لا يمكن استخدام هذا الأسلوب إلا اضطرارياً مع أنواع معينة من الدراسات .

لقد تحدثنا فيما سبق عن الضبط الفيزيقي وعن الضبط الانتقائى ، وتوجد طريقة أخرى لا تقل أهمية عنهما يطلق عليها طريقة الضبط الإحصائى Statistical Control وفيها يستفيد الباحث من بعض الأساليب الإحصائية لضبط المتغيرات ذات الأثر على المتغير التابع حينما يصبح الضبط الفيزيقي أو الضبط الانتقائى بمثابة طرق صعبة الاستخدام . ومن أمثلة الأساليب الإحصائية التى يمكن الاستفادة منها الارتباط الجزئى وتحليل التباين ...

المعالجات والعوامل Treatments and Factors

وردت تلك المصطلحات ربما فى صفحات سابقة ولاحقة وجاء استخدامها أحياناً بالتبادل . ومن المفيد أن نوضح المقصود منها فى مجال تصميم وتحليل التجارب . فالمعالجات هى مجموعة الظروف التى وضعت تحت سيطرة الباحث لتقدير تأثيرها على متغير تابع ، مثل أنواع الأسمدة وأنواع الأدوية وطرق التدريس .

أما العوامل فإنها ذات مفهوم أوسع من المعالجات وتتشابه معها وتعتبر عن تصنيف أشمل وأوسع لمواد التجربة وتتضمن أحياناً إجراء تصنيف أو مستويات على المتغير المستقل . وهذا ما يجعلنا أمام نوعين من العوامل عامل كمي Qualitative Factor وعامل كمي Quantitative Factor .

فيمكن تصنيف المجموعات موضع المقارنة طبقاً لعامل الجنسية (مصري - سوداني - عراقي ..) وطبقاً لعامل الجنس (ذكور - إناث) وطبقاً للمستوى الحضاري (ريفي - بدوي - مدني) ويمكن تصنيف المجموعات موضع المقارنة طبقاً لعامل العمر أو مرحلة النمو (أطفال - مراهقون - شباب) وكلها عوامل كيفية وهذا في العامل الأخير أعلى الرغم من أن العمر متغير كمي إلا أنه تم تحديد فئات عمرية أطلقت عليها هذه المسميات فتحول العامل من عامل كمي إلى عامل كمي . أما العوامل الكمية فهي التي تتميز بوجود مستويات لها قيم عددية وليس مسميات تصنيفية لكل قيمة عددية أو لكل فئة مثلما يكون لدينا متغير مستقل كدرجة الحرارة أخذت مستوياته كما يلي :

٢٠ درجة فأقل ، ٢١ - أقل من ٣٠ درجة ، ٣٠ درجة فأكثر . أو متغير مستقل في صورة كمية معبر عنه بعدد الكيلوجرامات من الكيماويات التي تستخدم لتسميد الأرض ، فمع قطعة الأرض الأولى استخدم ٥ كيلوجرام ، ومع قطعة الأرض الثانية ٦ كيلوجرام ، ومع قطعة الأرض الثالثة ٧ كيلوجرام .

وعلى أية حال فسوف نستخدم المصطلحات التالية بالتبادل في مجال تصميم وتحليل التجارب :

المعالجات Treatments - العوامل Factors - مستويات Levels المتغير المستقل - تصنيفات Classifications المتغير المستقل - أبعاد Dimensions .

وحدات التجربة Experimental Units

وحدة التجربة هي أصغر وحدة (مفحوصة) أو قسم (مفحوص) لمواد أو عناصر التجربة بحيث يمكن كاحتمال أن نتعامل مع أي وحدتين بطريقتين أو معالجتين مختلفتين . ومثال ذلك إذا قدمنا درساً معيناً في الرياضيات لعشرة تلاميذ باستخدام طريقتين مختلفتين للتدريس بحيث تقدم طريقة واحدة عشوائياً لكل خمسة تلاميذ ، فإن كل تلميذ يمثل وحدة تجربة . أما إذا كان العشرة تلاميذ يمثلون فصلين مختلفين يتكون كل فصل من خمسة تلاميذ وأعطى تلاميذ الفصل الأول إحدى

الطريقتين وأعطى تلاميذ الفصل الثانى الطريقة الثانية ، فإن كل فصل فى هذه الحالة يمثل وحدة تجربة وليس كل تلميذ . ويطلق على التلاميذ فى مثالنا مفحوصين أو أعضاء المجموعات .

وإذا حدث أى نقص فى أعضاء المجموعات (وحدات التجربة) أو إحداها مثلاً بعد الاختبار القبلى ، وقبل الاختبار البعدى مما يؤثر على المتغير التابع أطلقنا على ذلك مصطلح الفناء التجريبي Experimental Mortality .

الاختيار العشوائى والتعيين العشوائى

Random Selection and Random Assignment

إن الغرض من تطبيق مبدأ العشوائية هو التخلص من التحيز عند تخصيص المعالجات للوحدات التجريبية والتي من شأنها محاكاة إحدى المعالجات بإظهار آثارها غير ما هى عليه على حساب الأخرى .

فإذا كانت الفرص متساوية ودرجات الاحتمال واحدة لأى وحدة أو فرد من أعضاء مجتمع البحث ليكون عضواً أو وحدة تجربة بين أفراد عينة البحث كنا أمام اختيار عشوائى .

ونكون أمام تعيين عشوائى حينما تكون الفرص متساوية ودرجات الاحتمال واحدة أمام كل وحدة تجربة (مفحوص) من وحدات عينة البحث لتكون من بين أعضاء أى المجموعات موضع المقارنة .

الخطأ التجريبي Experimental Error

إن من خصائص مفردات التجربة أو وحداتها أو المفحوصين الاختلاف Variation . ويعمد الخطأ التجريبي مقياساً للاختلاف بين ما نشاهده فى وحدات التجربة وما لا نشاهده حتى وإن عوملت هذه الوحدات بنفس المعالجات . والاختلافات فى التجربة ترجع إلى عدد من الأسباب التى يمكن التغلب على بعضها :

(أ) اختلافات متأصلة أو فطرية Inherent Variability

توجد بين وحدات التجربة فروق فى التركيبات الوراثية إذا كنا أمام أطفال مثلاً أو نباتات أو حيوانات ، ومن ثم ينعكس ذلك فى مدى تفاعلها مع متغيرات البيئة .

(ب) اختلافات في خصائص القائمين على التجربة :

فهم أفراد يختلفون في مستوى دقة الإدراك وقوة الإبصار وزمن الرجوع فضلاً عن خصائص أخرى مثل سمات المثابرة والثقة بالنفس وفي مستوى دوافعهم مثل الدافع إلى الإنجاز ... مما يكون له بعض الأثر على مدى الكفاءة أثناء تطبيق المعالجات أو قياس المتغيرات التابعة .

(ج) أخطاء القياس والتسجيل :

ومن مصادر الخطأ والاختلاف ما يرجع إلى تدوين النتائج وتقدير الدرجات أو الأخطاء الفنية .

الهدف من إجراء التجارب :

يقوم الباحث بدراسة متأنية لقضية بحثه وتحديد مشكلته مع الإلمام بالدراسات السابقة والأطر النظرية وأثناء ذلك لابد أن يحدد الغرض أو الأغراض التي من أجلها يريد إجراء تجربته ويمكن تلخيص الغرض من إجراء التجربة في الآتي :

- ١ - اختبار مدى تأثير العوامل أو المعالجات أو المتغير المستقل .
- ٢ - تقدير متوسط المتغير التابع عن تأثير معالجة محددة أو أكثر .
- ٣ - الكشف عن الفروق بين تأثيرات المعالجات أو مستويات المتغير المستقل .
- ٤ - الكشف عن حدود الثقة فيما يتم تقديره من مستويات المتغير المستقل .
- ٥ - الكشف عن الكفاية النسبية للتصميم التجريبي المستخدم مقارنة بتصميمات أخرى .

وبطبيعة الحال فخلف الأمر كله فرض أو أكثر ، وربما تأتي النتائج ببيانات تفيد كأساس للتجارب المستقبلية .

مطالب التجربة الجيدة :

ذكرنا فيما سبق أن جودة التجربة تتحدد في ضوء عدد الضوابط الصارمة التي يمكننا من ضبط جميع المتغيرات التي يمكن أن تترك أثارها على المتغير التابع عدا المتغير المستقل ، وهذا يتطلب أن تكون المقارنات بين المعالجات متوفرأ عنها ما يلي :

١ - إبعاد الخطأ المنتظم Systematic Error

أثناء تخطيط إجراءات التجريب يجب أن نضع في الاعتبار أن تكون وحدات التجربة (المفحوصين) المخصصة لواحدة من المعالجات لا تقع تحت تأثير منتظم

مختلف عن وحدات التجربة (المفحوصين) فى المعالجات الأخرى . مثلما يحدث عند تطبيق إحدى طرق التدريس على مجموعة من تلاميذ المدارس الصباحية وتطبيق الطريقة الأخرى على تلاميذ من المدارس المسائية . ومثلما نجد أن التلاميذ المخصص لهم طريقتى التدريس (A) ، (B) يتقابلان فى فترة الراحة نتيجة تجاور فصليهما ووجودهما فى نفس المبنى (تأثير- تدنيس- الاختلاط Contamination Effect) بينما تلاميذ طريقة التدريس (C) لهم فصل فى مبنى بعيد.

٢ - الضبط والإحكام Precision

إذا راعينا الخطأ المنتظم فى التجربة واستفدنا من مبدأ العشوائية ، فإن التقديرات التى نصل إليها نتيجة المقارنات بين اثار المعالجات سوف تختلف بخطأ عشوائى فقط نطلق عليه الخطأ المعيارى Standard Error وتتوقف قيمة هذا الخطأ المعيارى على الاختلافات المتأصلة أو الفطرية بين وحدات المجموعات وعلى دقة الإجراءات المتبعة وعدد المفحوصين ونوع التصميم التجريبى المستخدم .

٣ - الصدق Validity

النتائج التى نصل إليها وتكشف عن تأثير المعالجات تنسب إلى الوحدات (المفحوصون) الذين تم الاعتماد عليهم فى التجربة . فإذا أردنا تطبيق ما أوصلتنا إليه التجربة على وحدات أخرى (مفحوصون آخرون) أو مع ظروف مختلفة نسبياً فإن نسبة أخطاء جديدة سوف تتضح فضلاً عن التى حسبت من قبل . ولذلك فيجب على من سوف يقوم بالتجربة اختيار وحدات (مفحوصون) بشروط مناسبة غير ضيقة منذ البداية وبما لا يؤثر على دقة التجربة ، فكلما اتسع مدى الظروف التى تبحث فى التجربة زاد مدى الثقة فى تطبيق ما نتوصل إليه من نتائج ونكون أمام اتساع لمدى الصدق Range of Validity .

ولكن إلى أى قدر نستطيع الجزم بأن تطبيق طريقة التدريس الحديثة وحدها هى التى أدت إلى رفع متوسط التحصيل لدى التلاميذ ؟ إن ذلك هو ما يطلق عليه الصدق الداخلى Internal Validity الذى يؤثر عليه واحد أو أكثر مما يأتى :

- (أ) ما يحدث من متغيرات عارضة أثناء التجربة بعد الاختبار القبلي وقبل الاختبار البعدي مما يكون له تأثير على المتغير التابع [ونسمى ذلك عائق التاريخ History] وسبب وجود هذا العائق هو الفترة الزمنية التي تحدث خلالها المعاملة .
- (ب) ما يحدث من تغيرات على المفحوصين بين مرتي تطبيق القياس [ونسمى ذلك عائق النضج Maturation] مثل التغيرات البيولوجية أو النفسية أو العقلية ومثل التعب والنمو .
- (ج) ما يحدثه تطبيق الاختبار القبلي من تعويد أو استفادة وحدات البحث (المفحوصين) أو الفهم بتطبيق الاختبارات مما يؤثر على درجات التطبيق البعدي [عائق تطبيق الاختبار Testing] [عائق موقف الاختبار] .
- (د) عدم تساوى معاملى صعوبة الاختبار القبلي والاختبار البعدي أو اختلاف أداة القياس القبلي عن أداة القياس البعدي عموماً أو حتى فى معاملات صدقهما أو ثباتهما [عيب أداة القياس Instrumentation] .
- (هـ) انحدار الأداء نحو المتوسط لوحداث التجربة (المفحوصين) فهناك ظاهرة إحصائية شهيرة تشير إلى أن الأفراد أصحاب المستوى المرتفع فى الاختبار القبلي يحصلون عموماً على درجات أقل تتجه نحو المتوسط [العيب الخاص بالانحدار الإحصائي Statistical Regression] .
- (و) فقدان بعض أفراد المجموعات بعد الاختبار القبلي وقبل الاختبار البعدي ، وهذا ما أطلقنا عليه من قبل: الفناء التجريبي [عيب الفناء التجريبي أو الإهدار Mortality] .
- (ز) عدم التكافؤ فى توزيع الأفراد على المجموعتين الصابطة والتجريبية كأن يتم تقسيم المجموعات بطريقة متحيزة أو لم يكن فى مقدور الباحث أن يعيد التقسيم لظروف تربية مثلاً [عائق الاختيار Selection] .
- (ح) وقد يزيد عمر إحدى مجموعات الدراسة عن بقية المجموعات أو يكون مستوى النمو فى مجموعة أعلى من مستواه فى مجموعة أخرى ، ويسمى ذلك تفاعل النضج مع الاختيار وهو عائق من عوائق الصدق الداخلى (عائق تفاعل النضج مع الاختيار Selection-Maturation Interaction)

والباحث الحريص هو الذى يراعى العوامل السابقة التى يمكن أن تهدد الصدق الداخلى للبحث ، فعدم الوعي بهذه العوامل تجعل من الصعب عليه اختيار التصميم التجريبي المناسب . ويعتبر توفير الباحث للحد الأدنى من الضبط فى تجربته بمثابة توفير لدرجة من الثقة .

ويتحقق الصدق الخارجى External Validity فى التجربة إذا أمكن تعميم ما توصلنا إليه من نتائج على مفحوصين يشبهون وحدات التجربة الأساسية فى جميع المتغيرات التى تم ضبطها . وعلى الرغم من أنه يمكننا التوصية بتعميم نتائج ما توصلت إليه على مجموعات مشابهة لعينة التجربة إلا أن هناك صعوبات تحد من إمكانية التعميم ، وبالتالي الصدق الخارجى منها :

(أ) قد يؤدي الاختبار المطبق قبلها إلى رفع أو خفض حساسية المفحوصين الذين سوف يشاركون فى التجربة تجاه المتغير المستقل ، وربما نبههم إلى بعض الأمور التى تترك أثارها على النتائج [ونطلق على ذلك أثر الاختبار القبلى على الاستجابة للمتغير المستقل] وبما أن النتائج تعتمد على وجود أو غياب الاختبار القبلى ، فمن الصعب تعميم النتائج على مواقف ليست مشابهة .

(ب) العينة التى تختار عشوائيا للتجربة لا يمكن أن تحتل بأى حال كافة من هم فى نفس المستوى على نطاق محافظة أو دولة [ويسمى ذلك آثار تفاعل تحيزات الاختبار للعينة مع المتغير المستقل] فإذا لم تمثل العينة المجتمع ، فربما كانت أكثر أو أقل قدرة على التفاعل مع الموقف التجريبي ، وكذا عند تقسيم أفراد العينة إلى مجموعة ضابط ومجموعة تجريبية فإذا لم يتم التقسيم عشوائيا بالإضافة إلى الاختيار العشوائى فمن الصعب تعميم النتائج .

(ج) شعور المفحوصين بأنهم تحت تجربة تنعكس أثاره على المتغير المستقل ولن يكون نفس الأثر على مفحوصين لا يشعرون بأنهم فى مواقف تجريبية ، فمجرد وجود المفحوص ضمن إجراء تجريبى يفقده جزءاً من

تلقائيته وطبيعته] ويسمى ذلك آثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على مشاعر المفحوصين أو أثر هوثورن Hawthorne Effect] .

وربما ترتب على الظروف التجريبية إحساس أفراد المجموعة الضابطة بأنهم موضع منافسة مع مجموعة أخرى ، ولتكن تجريبية ، فيؤدي ذلك إلى رفع مستوى أدائهم ويسمى ذلك بأثر جون هنري John Henry Effect . كما يذكر ذلك Borg and Gall

وربما ترتب أيضا على الأمر اهتمام الأفراد واندفاعهم نحو الاشتراك في موقف يشعرون أنه جديد بالنسبة لهم ، ومع تكرار الموقف قد يقل معدل أو درجة الاهتمام ، وبالتالي يؤثر ذلك على شكل النتائج مع مرور الزمن ويسمى الأثر الناتج عن موقف غير مألوف بأثر الجدة Novelty Effect .

(د) الأثر المحمول Carry - Over Effect من متغير مستقل على متغير مستقل لاحق في بعض تصميمات التجارب للمجموعة الواحدة يجعل من الصعب تعميم النتائج إلا إذا تلاحت المتغيرات المستقلة على نفس النحو في الموقف غير التجريبي] ويسمى ذلك أيضا تداخل أثر المتغيرات المستقلة] .

(هـ) البيئة التجريبية بيئة اصطناعية على نحو يختلف مع مواقف الحياة الواقعية وإن كانت هناك بعض البحوث التي تحاول الاستفادة من الأماكن المعتادة والمواقف المعتادة في بناء تجاربهم لدرجة إمكانية الاستفادة من أولياء أمور الأطفال أو معلمهم في التطبيق عوضاً عن المجربين الغرباء ، وذلك بعد تدريب هؤلاء الآباء والمعلمين ، وإن كان ذلك ربما يوقعنا في مخاطر أخرى للتحيز أو التعاطف من جانب الوالدين مثلا .. أو محاولة إظهار تلاميذ المدرسة أفضل من جانب بعض المعلمين فيضاعفون الجهود أو يمارسون أفعالا تجعل النتائج متحيزة .

(و) على الرغم من أهمية مبدأ العشوائية ، إلا أنه ربما جعل بعض المفحوصين ينتمون إلى مجموعات لا يرغبون العمل معها مما يكون له دور على نتائج الدراسة وإمكانية تعميمها فيما بعد .

(ز) الأجهزة والأسئلة والمواد التي يتعامل معها المفحوص أثناء التجربة ربما جعلته يسلك على نحو يختلف عما يفعل في حياته الواقعية اليومية .

(ح) أخطاء عدد إعادة أو تكرار التجربة نتيجة اختلاف المطبقين أو نتيجة عدم توفر المناخ الاجتماعي الذي ساهم على تحقيق نجاح التجربة في المرة الأولى .

٤ - عدم التسليم بصحة الفرض :

بعض الباحثين نراه يشعر بالحسرة عندما تأتي نتائج بحثه عكس ما كان يتوقع في فروضه التي هي من المفروض أن تكون توقعات ذكية أو إجابات مؤقتة تقبل القبول أو الرفض .

وللاعتقاد الشديد من قبل الباحث في فرضه يلجأ ولو عن غير قصد إلى ما يدعم فرضه أو فروضه مما يضيف على النتائج إطاراً غير واقعي .

التصميم التجريبي Experimental Design

إن البحث عن استراتيجيات للتحكم في التباين Strategy to Control Variance وطرق معينة لتخصيص المعالجات أو توزيعها على وحدات التجربة أو المفحوصين ، بحيث نصل إلى أقل تقدير للخطأ وعلى تقدير غير متحيز لأثر العوامل موضع الدراسة نطلق عليه تصميم تجريبي . ويهدف التصميم التجريبي إلى توجيه بناء التجربة العلمية من خلال إعداد تخطيط عام لها يتضمن عدد المتغيرات المستقلة ومستوياتها ، وكيفية توزيع وحدات التجربة على كل معالجة أو عامل ، وبالتالي فالتصميم التجريبي يعد إطاراً تحدد فيه الشروط المضبوطة للحصول على البيانات التي يستخدمها الباحث في اختبار فروضه .

وأول من أظهر مفهوم التصميم التجريبي كل من Fisher و Yates ونمت الطرق التي وضعوها نمواً مضطرباً حتى أصبحت تكون فرعاً مستقلاً من فروع علم الإحصاء وهناك حالياً تصميمات تجريبية كثيرة تعتمد في تسميتها على عدد متغيراتها المستقلة وتسمى أبعاد التصميم كما تعتمد على طريقة توزيع وحدات التجربة على مستويات المتغيرات المستقلة .

وإبحث تأثير عامل أو أكثر في ضوء توزيع وحدات التجربة على مستويات المتغير المستقل يمكن تصميم التجربة بعدة طرق يتوقف تزكية إحداها على مميزات كثيرة منها :

- ١ - بساطة التصميم وسهولة إجراءات التحليل .
- ٢ - مستوى دقة التصميم .
- ٣ - التكاليف المناسبة لتطبيق التصميم .
- ٤ - مناسبة التصميم مع أهمية التأثيرات التي يجب تخليصها من أثر الإدماج .
- ٥ - إمكانية تقدير الخطأ التجريبي .
- ٦ - إمكانية تحليل النتائج عند فقدان إحدى وحدات التجربة أو مجموعة من الوحدات.

ومن أبسط التصميمات التجريبية ، تصميم البعد الواحد ، ويكون أدنى عدد من المجموعات هو مجموعتان لمستويين أو معالجتين أو تصنيفين للمتغير المستقل ويطلق عليه تصميم المجموعات المستقلة أو غير المترابطة أو القياسات غير المتكررة ، يستخدم لذلك اختبارات ، وإن كان من الممكن الحصول على نفس النتائج باستخدام ما نطلق عليه تحليل التباين أحادي الاتجاه الذي يضطر إلى استخدامه إذا كان عدد المعالجات (لكل معالجة مجموعة) أكثر من اثنين ويتطور تحليل التباين إذا كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد ولكل منها مستويات ويتحول الأمر إلى ما نطلق عليه تصميم عاملي ومع زيادة عدد المتغيرات أو العوامل أو المعالجات وطرق تصنيف وحدات التجربة تتعقد التصميمات العاملية Factorial Designs لتحليل التباين لدرجة تجعل البعض يطلق على التصميمات التجريبية اسم تصميمات تحليل التباين .

أما عن تصنيف وحدات التجربة أو المفحوصين فإما أن يتم التوزيع على كل مستوى من مستويات أو شرط من شروط المتغير المستقل (المعالجات) ونكون أمام مجموعات مستقلة أو غير مترابطة Independent Groups أو عينات مستقلة Independent Samples وإما أن يتم توزيع جميع وحدات التجربة أو المفحوصين على جميع مستويات المتغير المستقل (المعالجات) ونكون أمام مجموعات مترابطة Dependent Groups أو عينات غير مستقلة Dependent Samples أو قياسات (تجارب) متكررة Replicated Experiments .

ومما هو جدير بالذكر أن البحث الواحد يمكن أن يتم من خلال أكثر من تصميم، وربما أدى ذلك إلى نتائج مختلفة . فهناك الكثير من المتغيرات ذات العلاقة بمشكلة بحثية معينة . فمنها متغيرات أساسية ومنها متغيرات ثانوية أو معدلة ومنها متغيرات عارضة تتطلب اللجوء إلى أسلوب إحصائي حسب طبيعة تلك المتغيرات وتوقعات الباحث من فعاليتها . ويحدد نوع التصميم أيضا طريقة اختيار العينة ، أو أسلوب جمع البيانات ، وهذا قد يؤدي إلى نتائج بينها بعض الاختلاف وبخاصة إذا كنا أمام ظواهر إنسانية أو سلوكية .

ولقد ظهرت بعض الاتجاهات السلبية نحو بعض البحوث في المجالات الإنسانية بسبب تعاملها مع الأرقام والإجراءات الإحصائية التي قد لا تلائم واقع المشكلة موضع البحث من قبيل جدة أو تعقيد هذه الأساليب ، وهنا يجب أن نشير إلى أن الأساليب الإحصائية والتصميمات الإحصائية وسائل وليست غايات ، وأهمية البحث ونتائجه ليست بتعقيدات أساليبه الإحصائية بل بمداسبتها لموضوع البحث ومتغيراته .

وسياتى فيما بعد العديد من التصميمات التجريبية وكيفية تصميمها وتحليلها وشروط كل منها . إلا أن التحليل الإحصائي لهذه التصميمات يستلزم الإلمام ببعض المبادئ الإحصائية ذات الأهمية خلفية ، وهو ما سوف نتناوله في جزء قادم .

تصميمات في المنهج التجريبي :

إذا صممنا تجربة للتعرف على ما يحدث في متغير معين من متغيرات الظاهرة بدلالة متغير آخر ، ففي هذه الحالة نفترض ثبات سائر المتغيرات حتى تيسر عملية الدراسة والمقارنة . مع عدم إغفال مواجهتنا لمشكلة تأثر كل من المتغيرين المستقل والتابع ببعضهما ، وتأثر كل منهما بالمتغيرات الأخرى ، وكذا تأثر هذه المتغيرات الأخرى بالمتغيرين المستقل والتابع ويؤدي بنا هذا إلى أننا لا نستطيع أن نتكلم عن متغير محدد كما لو كان معزولا عن بقية المتغيرات .

وقد حاول العلماء والباحثون التغلب على أثر هذا التفاعل والتغير المستمرين ، وذلك بتعديل تصميمات المنهج التجريبي بما يساعد على تعرف أثر المتغيرات التي يمكن أن تدخل في الظاهرة موضع البحث . ومنها معرفة أثر ما يسمى بالعوامل العارضة (عوامل غير مقصودة تحدث أثناء التجربة ويسمى البعض التاريخ History) ومنها أيضا معرفة تأثير عملية القياس فقط على المتغير التابع ، كذلك معرفة أثر

التفاعل الذى يحدث بين متغير وآخر على المتغير التابع كما سبقت الإشارة إلى ذلك .

وعموما إذا وافقنا على وصف ما يحدث للمتغير التابع بعد إدخال المتغير المستقل فلا نوافق على القول بأن هذا المتغير المستقل هو وحده السبب فى التغير الملاحظ على المتغير التابع . وكذلك لا نوافق على اعتبار تأثير المتغير المستقل هو ذاته على المتغير التابع حتى إذا ما تغيرت العوامل المستقلة أو العارضة الأخرى (المجال) . وعلى أية حال فهناك العديد من تصميمات المنهج التجريبي التى عرض لها كثرة من الباحثين أمثال :

Borg and Gall وكذلك Campbell; Stanley and Issac ; Michael.

ولسهولة عرض تصميمات المنهج التجريبي يكون من المفيد عرض بعض الرموز ومعانيها فيما يلى :

ج_١ : مجموعة تجريبية .

ج_ض : مجموعة ضابطة .

ج_١ : مجموعة تجريبية أولى ، ج_٢ : مجموعة تجريبية ثانية ، ...

ج_ض : مجموعة ضابطة أولى ، ج_ض : مجموعة ضابطة ثانية ، ...

خ_١ : اختبار قبلى، وإذا طبق على مجموعات أخرى نرسم لذلك ب خ_١ ، خ_١ ،

خ_١ ، ...

خ_٢ : اختبار بعدى، وإذا طبق على مجموعات أخرى نرسم لذلك ب خ_٢ ، خ_٢ ،

خ_٢ ، ...

← : دخول متغير مستقل .

← : عدم إدخال المتغير المستقل .

ع : عشوائية تعيين المجموعة .

والآن سوف نعرض لعدد من التصميمات ذات الأهمية في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية

أولا : تصميمات ممهدة تجريبية بدائية : Pre - Experimental Designs
ولا يستحق هذا النوع من التصميمات إلا إطلاق مسمى تصميمات رديئة أو ركيكة عليه Poor-Designs. أنها عبارة عن أجزاء مبتورة من التصميمات التجريبية وبالرغم من ضعفها إلا أنها شائعة الاستخدام ، ومن أمثله :

١ - التصميم ذو المجموعة الواحدة والاختبار البعدي One Shot Case Study
وفيه يتم إدخال المتغير المستقل على مجموعة واحدة هي المجموعة التجريبية ثم تطبيق اختبار بعدي عليها فقط .

المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدي (نهائي)
ج ت	-	س ←	خ ٢

مثلا يحدث عند اختيار مجموعة من طلاب الصف الثالث الثانوى وتطبيق طريقة جديدة لتدريس الرياضيات عليهم ثم يطبق اختبار تحصيلي في المنهج مع نهاية العام .

ومن عيوب هذا التصميم إمكانية حدوث بعض وقائع قبل الاختبار البعدي يكون لها أثر على المتغير التابع وهو ما أطلقنا عليه العامل التاريخي ، وكذا ما يحدثه عامل الزمن من تضج (جسمي - عقلي - اجتماعي ...) لأفراد عينة البحث قبل الاختبار البعدي وهو ما أطلقنا عليه عامل التضج . ومن عيوبه أيضا إمكانية غياب بعض أفراد المجموعة التجريبية قبل الاختبار النهائي مباشرة مما يؤثر على المتغير التابع ، وهذا ما سبق أن أطلقنا عليه الفناء التجريبي . كما أن من عيوبه أثار تفاعل (تحيزات الاختيار للعينة) مع المتغير المستقل مثل مستوى العينة الاقتصادية ، ومستوى ذكاء العينة الذي قد يجعل المتغير المستقل أكثر فعالية فيهم من عينات في مستويات اقتصادية أو عقلية أخرى .

٢ - التصميم ذو مجموعة ضابطة للمقارنة (تصميم المقارنة المثلث أو الاستاتيكي)
Static Group Comparison Design.

وفيه يتم تحديد مجموعتين بعيدا عن العشوائية (غير متكافئين إطلاقا) ويتم إدخال المتغير المستقل على أحدهما (مجموعة تجريبية) وعدم إدخاله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق إختبار بعدى (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين .

واعتبار الفرق بين نتيجتى القياس البعدى دليلا على أثر المتغير المستقل .

المجموعة	إختبار قبلى	متغير مستقل	إختبار بعدى (نهائى)
ج ت	-	← س	خ _٢
ج ض	-	←	خ _٢
إذا أثر المتغير المستقل خ _٢ - خ _٢			

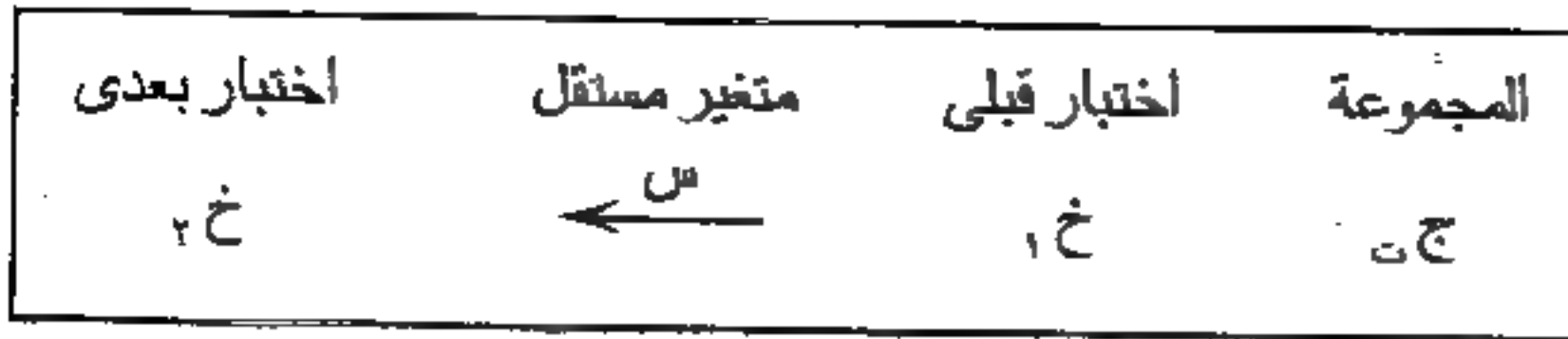
ومن عيوب هذا التصميم اختلاف معايير إختيار أفراد مجموعة عن معايير إختيار مجموعة أخرى Differential Selection ونقص أعضاء من المجموعتين أو أحدهما قبل الإختبار النهائى أى ما أسميناه الفناء التجريبي والتفاعل بين الإختيار والنضج Selection Maturation Interaction كما أن من عيوبه وجود آثار لتفاعل (تحيزات الإختيار للعينة) مع المتغير المستقل .

ومن مميزات هذا التصميم أن فيه عوائق أربع مضبوطة هى التاريخ والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائى . ويحتمل أن يؤثر عامل النضج على هذا التصميم .

٣ - تصميم ذو مجموعة واحدة وإختبار قبلى وإختبار بعدى .

One Group Pre - Test, Post - Test Design.

وفى هذا التصميم أيضا تستخدم مجموعة واحدة من الأفراد ، بحيث يجرى تطبيق إختبار قبلى عليها ثم يتم إدخال المتغير المستقل أو يتعرضون للمعالجة المطلوبة ، ثم بعد انتهاء فترة المعالجة يتم تطبيق إختبار بعدى .



ويتم عادة الحكم على فعالية المتغير المستقل في إحداث أثر من خلال مقارنة الدرجات القبليّة للأفراد بالدرجات البعديّة لهم . ومن المفترض أن أثر المتغير المستقل

خ ٢ - خ ١

ومع أن هذا التصميم يعمل على ضبط بعض مصادر عدم الصدق التي لا تضبطها التصميمات السابقة ، إلا أن هناك عددا من العوامل الأخرى لا يستطيع ضبطها .

فإذا أظهرت المجموعة تحسنا واضحا فإنه لا يمكن القول بأن ذلك التحسن يعود في جملته للمتغير المستقل ، فربما كان بسبب تغير قد طرأ على أفراد الدراسة نتيجة عوامل عارضة (التاريخ) أو نتيجة نموهم (النضج) وكلما زاد زمن الدراسة أصبح هذا الأمر ممكنا . كما أن تأثير العملية الاختبارية وأدوات القياس تزيد احتمالية إحراز الأفراد تحسنا على الاختبار البعدي نتيجة تعرضهم للاختبار القبلي أو نتيجة عدم ثبات أداة القياس المستخدمة .

وحتى لو أن اختيار الأفراد لم يكن على أساس الدرجات المتطرفة (العالية أو المنخفضة) فإنه يظل من المحتمل أن يكون أداؤهم على الاختبار القبلي ضعيفا من قبيل الصدفة . فأفراد المجموعة قد يلجأون إلى الحدس غير الموفق في استجاباتهم في اختبار قبلي من نوع الاختيار من متعدد ، ويظهرون تحسنا على الاختبار البعدي لكون درجاتهم التي حصلوا عليها عن طريق الحدس هي ببساطة أكثر تمشيا مع الدرجات المتوقعة لهم . بالإضافة إلى ظهور بعض مؤشرات عدم الصدق الخارجى مثل تفاعل المتغير المستقل مع الاختبار القبلي وهذا التفاعل يعنى أن أفراد المجموعة يمكنهم أن يستجيبوا للمتغير المستقل (المعالجة) بطريقة مغايرة لو لم يتم اختبارهم قبليا ، وإن كانت هناك بعض البحوث تجذبها بعض الظروف إلى هذا النوع من التصميمات مثلما نجد في عدم موافقة الجهات المعنية باستخدام أكثر من مجموعة للدراسة لما فيه من تعطيل أو إهدار مصلحة أفراد العينة ، وربما عدم ضمان توحيد المتغيرات أو العوامل

العارضة على المجموعة الضابطة نتيجة انخراطهم في برنامج معمول به داخل المؤسسة وهذا البرنامج فضلا عن أنه لا يمكن توقيفه يتطلب بعض الممارسات التي يمكن أن تؤثر على متغير مستقل يعتمد الباحث في دراسته ، مثلما نجد عند الكشف عن فعالية برنامج جديد لتنمية دافع الاستطلاع لدى أطفال الروضة ، وتكون المثيرات التي تقدم بأنشطة البرنامج التقليدي المعمول به داخل الروضة يمكنها أن تسهم إلى حد ما في تنمية هذا الدافع مما يجعل المجموعة الضابطة غير منعزلة عن تأثير المتغير المستقل موضع اهتمام الباحث . ومن ثم يصبح على الفرق بين درجات المجموعة التجريبية ودرجات المجموعة الضابطة الكثير من التحفظات .

وعلى أية حال يمكننا تقييم التصميمات التمهيدية أو ما قبل التجريبية في الجدول التالي :

تقييم التصميمات البدائية (ما قبل التجريبية)

الصدق	عوامل عدم الصدق	مجموعة واختبار بعدى	مجموعتان واختبار بعدى	مجموعة واختبار
الداخلي	الأحداث العارضة (التاريخ)	-	+	-
	النضج	-	؟	-
	العملية الاختبارية (الاختبار) (التعود على طريقة الاختبار) (موقف الاختبار)			
	أدوات القياس (سهولة أو صعوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد) (نوعية الأداة)	-	+	
	الانحدار الإحصائي	؟	؟	
	العملية الاختبارية للأفراد (الاختبار المختلف)	+	-	
	الفناء التجريبي (فناء الحالات) (الإهدار)	+	-	-
	التفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	-	-	؟
الخارجي	أثر الاختبار القبلي على المعالجة (المتغير المستقل)	-		
	أثار تفاعل تحيزات الاختيار للعبئة مع المتغير المستقل	-	-	-
	أثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين	؟		؟
	تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تأت على نفس النحو)			

مع مراعاة : + تعنى أن العامل يتم ضبطه فى التصميم ولا يؤثر على صدقه .
- تعنى أن العامل لم يتم ضبطه وأنه من العوامل التى تؤثر على صدق التصميم

؟ تعنى أن العامل ليس أساسيا فى التصميم ومحتمل تأثيره .
وإذا لم توجد علامة من العلامات السابقة وترك المكان خالياً ، فهذا يعنى أن العامل مضبوط لأنه غير موجود أو أنه ليس له صلة بالتصميم .
ملاحظة هامة : عند اختيار تصميم أو قبوله أو رفضه لا يجب أن يتم ذلك فى ضوء إشارات زائد أو ناقص أو علامة استفهام أو وجود مكان خالٍ ...
فحسب وإنما على درجة ملاءمة التصميم لمشكلة البحث بالدرجة الأولى .

ثانيا : تصميمات تجريبية حقيقية Truc - Experimental Designs
وتتطوى هذه التصميمات على ضبط للمتغيرات العارضة أو الدخيلة التى تؤثر على النتائج بالإضافة إلى الاختيار والتعيين العشوائى للأفراد ، ومن أمثلتها :
١ - التصميم بقياس قبلى وبعدى لمجموعتين أحدهما ضابطة .

Pre - Test, post - Test With Control Group Design
وفيه تنتقى أفراد مجموعتين على أساس عشوائى (تعيين عشوائى) ثم نخبر كل من المجموعتين اختباراً قبلياً ثم ندخل المتغير المستقل على إحدى المجموعتين (مجموعة تجريبية) ولا ندخله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق اختبار بعدى (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين .
ويحسب الفرق بين القياس البعدى والقبلى فى المجموعة التجريبية ويمكن أن نرمز للنتائج بالرمز أ ونحسب أيضاً الفرق بين القياس البعدى والقبلى فى المجموعة الضابطة ونرمز للنتائج بالرمز ب .

واعتبار الفرق بين أ ، ب دليلاً على أثر المتغير المستقل :

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدي	الفرق
ع	ج	-	← س	خ _٢	خ _١ - خ _٢ = أ
ع	ج ض	-	←	خ _٢	خ _١ - خ _٢ = ب

إذا أثر المتغير المستقل أ - ب

ومما يجدر الإشارة إليه أن كلاً من المجموعتين التجريبية والضابطة قد تعرضت إلى عوامل عارضة بالإضافة للمتغير المستقل ، وعادة يفترض أن هذه العوامل واحدة في المجموعتين مما يجعلنا نرجع الفرق بين أ ، ب إلى أثر المتغير المستقل .

ومن عيوب هذا التصميم أثر الاختبار القبلي على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل أي زيادة أو نقص حساسية الأفراد المشتركين في التجربة نحو المتغير المستقل . ومن مميزات هذا التصميم أن هناك عوائق ثمانية مضبوطة هي التاريخ والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائي والاختيار والفناء التجريبي (يعمل الاختبار القبلي على ضبطه) والتفاعل بين الاختبار وأي من العوائق السابقة . وكلها دلائل على الصدق الداخلي .

٢ - التصميم بقياس بعدي فقط لمجموعتين إحداهما ضابطة

Post - Test Only With Control Group Design

وفيه ينتقى أفراد مجموعتين على أساس عشوائي (تعيين عشوائي) ، ولا نخبر كلا من المجموعتين اختباراً قبلياً ، ثم ندخل المتغير المستقل على أحدهما (مجموعة تجريبية) ولا ندخله على المجموعة الثانية (مجموعة ضابطة) ثم يطبق اختبار بعدي (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) على كل من المجموعتين . وبهذا يفترض أن المجموعتين لا تختلفان قبلياً اختلافاً له دلالة إحصائية .

ويتم حساب الفرق بين القياس البعدي للمجموعتين ، ويعتبر هذا الفرق دليلاً على أثر المتغير المستقل .

العشوائية المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدى
ع ج	-	← س	خ _٢
ع ج ض	-	←	خ _٢
إذا أثر المتغير المستقل خ _٢ - خ _١			

ومما يجدر الإشارة إليه أن كلاً من المجموعتين التجريبية والضابطة قد تعرض إلى عوامل غير مقصودة (عوامل عارضة) ، وعلى افتراض أن هذه العوامل واحدة على المجموعتين ، لذلك يمكننا أن ننسب الفرق بين خ_٢ ، خ_١ إلى تأثير العامل المستقل .

ولا توجد عيوب لهذا التصميم ، وإن كانت هناك احتمالية لتأثير :
- فناء بعض الحالات .

- عائق آثار تفاعل (تحيزات الاختيار للبيئة) مع المتغير المستقل .

- آثار ردود الفعل للإجراءات التجريبية .

ومن مميزات هذا التصميم أنه يتلافى عوائق سبعة للصدق الداخلى هي :
التاريخ والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائي والاختيار والتفاعل بين الاختبار وأحد العوائق السابقة .

٣ - التصميم بقياس قبلي للمجموعة الضابطة وقياس بعدى للمجموعة التجريبية

Post - Test for Control Group and Pre - Test for Experimental Group.

وفى هذا النوع نعين مجموعتين تعييناً عشوائياً ، ونقاس إحدى المجموعتين بالنسبة للمتغير التابع قبل التجربة (اختبار قبلي) وتسمى مجموعة ضابطة ولا تقاس المجموعة الأخرى (مجموعة تجريبية) ويتم إدخال المتغير المستقل على المجموعة التجريبية فقط ويتم تطبيق اختبار بعدى فور انتهاء المتغير المستقل أو إيقافه .

ويفترض هنا تكافؤ المجموعتين وعدم اختلافهما اختلافاً له دلالة إحصائية مما يجعل هناك تقبلاً لفكرة أن المجموعة التجريبية سوف تحصل على نفس درجة الاختبار القبلي تقريباً التى حصلت عليها المجموعة الضابطة .

ويتم حساب الفرق بين القياس البعدي للمجموعة التجريبية والقياس القبلي للمجموعة الضابطة ، ويعتبر هذا الفرق دليلاً على أثر المتغير المستقل .

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدي
ع	ج ت	-	← ^س	خ _٢
ع	ج ض	خ _١	←	

إذا أثر المتغير المستقل $خ_٢ - خ_١$

وكلا المجموعتين ربما تعرض لعوامل عارضة من المفترض أنها واحدة ، ومن عيوب هذا التصميم أنه لا نستطيع أن نتأكد من أن التغير الحادث جاء نتيجة للعامل التجريبي فقط ، فلا بد من أن يكون للعوامل العارضة تأثير انعكس على $خ_١$ وليس لهذه العوامل العارضة أثر على $خ_٢$ ، لأن هذه العوامل العارضة ربما حدثت بين فترتين تطبيق $خ_١$ ، $خ_٢$ ، ويعجز هذا التصميم عن تبين درجة تغير سلوك شخصي محدد بالنسبة لما كان عليه وذلك لعدم قياسنا نفس الفرد في الظاهرة مرتين متتاليتين ، ويؤثر ذلك بالتالي على مستوى حساسية التصميم .
ولذلك فمن عيوب هذا التصميم وقوعه في عوائق التاريخ وأداة القياس والاختيار والفناء التجريبي والتفاعل بين الاختيار وأى عائق مما سبق وأثر تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل .

ومن مميزات هذا التصميم تلافيه لعوائق النضج والاختبار وأثر الاختبار القبلي على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل ، كذلك تلافيه لآثار ردود الفعل للإجراءات التجريبية إلى حد ما .

٤ - التصميم بثلاث مجموعات إحداها تجريبية (بقياس قبلي لمجموعة ضابطة أولي ومجموعة تجريبية وبعدي للمجموعات الضابطة الأولى والضابطة ثانية والتجريبية) .

في هذه الحالة يتم تعييننا لأفراد ثلاث مجموعات تعييناً عشوائياً ، ونعتبر إحداها مجموعة تجريبية والأخريتان مجموعتين ضابطتين . نسمي إحداها مجموعة ضابطة أولى والأخرى مجموعة ضابطة ثانية .

ويتم القياس قبليا للمجموعة الضابطة الأولى والمجموعة التجريبية ، ولا يتم تطبيق اختبار قبلي على أفراد المجموعة الضابطة الثانية .

ويتم القياس بعديا (بعد انتهاء فترة المتغير المستقل) للمجموعات الثلاث .
ومع أننا لم نقس أفراد المجموعة الضابطة الثانية أول الأمر إلا أننا نقدر لها درجة قياس قبلي عبارة عن متوسط درجتى القياس القبلي للمجموعتين الضابطة الأولى والتجريبية أى أن :

درجة الاختبار القبلي للمجموعة الضابطة الثانية

$$\frac{\text{الدرجة القبليّة للضابطة الأولى} + \text{الدرجة القبليّة للتجريبية}}{2}$$

العشوائية	المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدي	الفرق
ع	ج	\bar{x}_1	$\xleftarrow{ص}$	\bar{x}_1	$\bar{x}_1 - \bar{x}_1 = أ$
ع	ج ص	\bar{x}_1	$\xleftarrow{\quad}$	\bar{x}_2	$\bar{x}_2 - \bar{x}_1 = ب$
ع	ج ص	-	$\xleftarrow{\quad}$	\bar{x}_2	$\bar{x}_2 - \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2}{2} = ج$

وبطبيعة الحال علينا أن نحسب الفرق بين القياس القبلي والبعدي فى كل مجموعة ونرمز للفروق الناتجة بالرموز أ ، ب ، ج على الترتيب .
ومما يجدر الإشارة إليه أن جميع المجموعات تعرضت لعوامل عارضة متشابهة أو واحدة .

ويلاحظ أن :

أ سوف يعبر عن قيمة تأثير القياس القبلي والمتغير المستقل والعوامل العارضة و والتفاعل بينها .

أما ب فسوف يعبر عن قيمة تأثير القياس القبلي والعوامل العارضة و والتفاعل بينهما .

أما ج تأثير العوامل العارضة و

ولذلك فإن :

ب - ج سوف يأتي بتأثير القياس القبلي والتفاعل .
 كذلك أ - [ب - ج] سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل والعوامل العارضة .
 ويكون « أ - [ب - ج] - ج » سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل .
 ويفترض في هذا التصميم أنه على أساس التعيين العشوائي للمجموعات نضمن التكافؤ بينها ، وتكون مميزات هذا التصميم أن فيه عوائق تصبح مضبوطة مثل التاريخ (العوامل العارضة) والنضج والاختبار وأداة القياس والانحدار الإحصائي والاختيار ومضبوطة إلى حد ما بخصوص التفاعل بين الاختيار وأي من العوائق السابقة وأثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل ، ومن عيوبه فناء الحالات أو الفناء التجريبي وأثر تفاعل تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل وأثر ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

٥ - تصميم سولمون ذو المجموعات الأربع Solomon Four - Group Design

يشتمل هذا التصميم على أربع مجموعات ، يتم تعيين أفرادها عشوائياً على المجموعات . ويتم اعتبار مجموعتين منها تجريبيتين واعتبار المجموعتين الأخريين ضابطين . ثم تعطى لمجموعتين (إحداها تجريبية والأخرى ضابطة) منها اختباراً قبلياً ولا يعطى هذا الاختبار للمجموعتين الباقيتين بل يعرضان للمتغير المستقل . وفي النهاية يتم إعطاء المجموعات الأربع اختباراً بعدياً .

العشوائية المجموعة	اختبار قبلي	متغير مستقل	اختبار بعدى	الفرق
ع ج ت	خ _١	← س	خ _٢	خ _٢ - خ _١ = أ
ع ج ص	خ _١	← س	خ _٢	خ _٢ - خ _١ = ب
ع ج ن	-	← س	خ _٢	
ع ج هـ	-	← س	خ _٢	

ويلاحظ أن: خ_٢ - خ_١ تعطى أثر المتغير المستقل في حالة وجود الاختبار القبلي

أما: خ_٢ - خ_١ تعطى أثر المتغير المستقل في حالة عدم وجود الاختبار القبلي

ويمكننا التوصل إلى ملاحظات أخرى من تصميم سوامون عند تقدير درجة قياس قبلي

$$\frac{x_1 + x_2}{2} = \text{لكل من المجموعتين التجريبية الثانية والضابطة الثانية مقداره}$$

$$x_1 - \frac{x_1 + x_2}{2} = \text{وبذلك نصل إلى أنه بخصوص المجموعة التجريبية الثانية ج}$$

$$x_2 - \frac{x_1 + x_2}{2} = \text{وبخصوص المجموعة الضابطة الثانية د}$$

وعلى هذا :

أ : سوف يعبر عن تأثير القياس القبلي والمتغير المستقل والعوامل العارضة و... والتفاعل بينها .

ب : سوف يعبر عن تأثير القياس القبلي والعوامل العارضة و... والتفاعل بينها .

ج : سوف يعبر عن تأثير المتغير المستقل والعوامل العارضة و... والتفاعل بينها .

د : سوف يعبر عن تأثير العوامل العارضة .

وبالتالي :

فإن أ - ب سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل .

كذلك ج - د سوف يأتي بتأثير المتغير المستقل والتفاعل .

يفترض في هذا التصميم أنه على أساس التعيين العشوائي لعيناته الأربع نضمن التكافؤ بينها . وتكون مميزات هذا التصميم تلافية لجميع عوائق الصدق الداخلي وأيضا يضبط أثر الاختبار القبلي على مستوى الاستجابة للمتغير المستقل .

وإن كان هناك احتمالية لتأثير تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل واحتمالية آثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

ملاحظة : من غير الصحيح اعتبار تصميم سوامون ذي المجموعات الأربع التصميم الأفضل دائما ، فهذا التصميم يحتاج إلى ضعف العدد من المفحوصين الذين

يحتاج إليهم التصميمان اللذان قبل السابق ، ومن الصعب أحيانا توفير هذا العدد من الحالات .

وإذا اعتبرنا عامل الفناء التجريبي ليس بمشكلة ، وإذا كانت البيانات القبلية لا ضرورة لها ، فقد يكون التصميم الذي يقتصر على الاختبار البعدي هو المفضل ، وإذا كان التفاعل بين المتغير المستقل والاختبار القبلي غير محتمل ، وأن العملية الاختبارية (التعود على طريقة الاختبار) هي جزء معتاد من بيئة المفحوصين مثلما نعتمد على تلاميذ ، عندها يكون التصميم الذي يستخدم العينة الضابطة والاختبارين القبلي والبعدي هو الأنسب .

إن مسألة تحديد التصميم التجريبي المناسب يعتمد بالدرجة الأولى على نوعية الدراسة وطبيعة المتغيرات وظروف إجراء البحث ، فلا يجب أن ينصب اختيار التصميم في ضوء إشارات (+) أو إشارات (-) أو (؟) أو التي سبق الإشارة إليها عند تقييم التصميمات فحسب ، وإنما الأمر ينصب أيضاً على درجة ملائمة التصميم لمشكلة البحث .

تقييم التصميمات التجريبية الحقيقية

الصدق	عوامل عدم الصدق	قبلي وبعدى لجموعتين	بعدى لجموعتين	قبلي ضابطة بعدى تجريبية	ثلاث مجموعات	سولون
الداخلي	الأحداث العارضة (التاريخ)	+	+	-	+	+
	النضج	+	+	+	+	+
	العملية الاختبارية (الاختبار) (التعود على طريقة الاختبار)	+	+	+	+	+
	أدوات القياس (سهولة أو صعوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد)	+	+	-	+	+
	الانحدار الإحصائي	+	+	+	+	+
	العملية الاختبارية للأفراد (الاختبار المختلف)	+	+	-	+	+
	الفناء التجريبي (فناء الحالات)	+	-	-	-	+
	التفاعل بين اختبار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	+	+	-	؟	+
الخارجي	أثر الاختبار القبلي على المعالجة (المتغير المستقل)	-	+	+	+	+
	أثار تفاعل تحيزات الاختبار للمعينة على المتغير المستقل	؟	؟	؟	-	؟
	أثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين	؟	؟	؟	-	؟
	تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تَت على نفس النحو)					

ثالثاً : تصميمات شبه تجريبية Quazi-Expcrimental

وفي هذا النوع من التصميمات لا يتم الاختيار والتعيين عشوائياً ، ولا يتم ضبط المتغيرات الخارجية بمستوى ضبطها في التصميمات التجريبية الحقيقية وبحيث لا تصل إلى مستوى الضبط في التصميمات البدائية أو التي أطلقنا عليها التصميمات ما قبل التجريبية . ويتم الضبط في التصميمات شبه التجريبية بما لا يوقعنا في عوامل عدم الصدق الداخلي أو الخارجي . ويمكن اعتبار التصميمات شبه التجريبية بمثابة مرحلة وسطى بين التصميمات ما قبل التجريبية والتصميمات التجريبية الحقيقية . وهذا ما يجعل الإقبال عليها ممكناً حينما يكون من الصعب اللجوء إلى التصميمات التجريبية .

فحينما يستعصى على الباحث تطبيق المنهج التجريبي بمعناه الكامل السابق توضيحه ، نجده يحاول فرض قدر من التحكم على الدخيلة التي لها بعض الآثار المحتملة في الظاهرة أو السلوك أو الخاصية موضع الاهتمام . وعلى سبيل المثال حينما يريد الباحث دراسة أثر الحرمان من الأسرة على النمو الاجتماعي ، فتطبيق المنهج التجريبي الكامل يتطلب تقسيم أفراد العينة عشوائياً إلى نصفين ، أحدهما سوف يظل يعيش مع أسرته بينما نضع النصف الثاني في إحدى دور الرعاية طوال فترة البحث أو التجربة . وبالطبع فمعظم الأسر ترفض ذلك للأبناء إلا في حالات خاصة سمعنا عنها مثل أطفال الكيبوتز في إسرائيل ومعسكرات اسبرطه . ولذلك فالباحث يلجأ إلى تصميم شبه تجريبي ، فيأخذ مجموعتين من الأطفال أحدهما تعيش مع أسرهما الطبيعية والأخرى تعيش في إحدى دور الرعاية الاجتماعية .

وبالتالي فإن التعامل بأسلوب شبه تجريبي هو دراسة يلاحظ فيها الباحث نتائج حدث طبيعي أو قرار متصل بالظروف الاجتماعية للمفحوصين أو أفراد سوف يؤخذون للبحث ، يفترض فيه أن له أثر على حياتهم ، مثل الالتحاق بدور للرعاية الاجتماعية كما سبق قوله أو برامج لدور الحضانة أو رياض الأطفال أو المدارس الخاصة أو المرضى ... الخ ... ونعتبر المتغير المستقل في مثل هذه الحالات هو الحدث به أو الظروف الذي يفترض فيها أنها تؤثر نواتجها على الذين تعرضوا أو يتعرضون لها . وبالطبع فالباحث هنا لا يستطيع أن يتحكم في المتغير المستقل ، كما يفعل هو نفسه بأسلوب تجريبي بمعناه الكامل . ان الباحث في التعامل بأسلوب شبه تجريبي لا يستطيع أن يوزع المفحوصين على مختلف المعالجات ، لأن التوزيع أحدثته بالفعل ظروف المفحوصين أو ظروف أفراد العينة . وعلى الباحث أن يدرس آثار ذلك الظرف أو تلك الظروف حينما وإينما وكيفما يحدث بالفعل .

وهناك تفاوت في الكيف عند اتخاذ أسلوب شبه تجريبي ، فعلى سبيل المثال نجد

أن أفضل التصميمات لهذا النوع من البحوث يأتي فيه اختيار أفراد المجموعة الضابطة من المقيدون مثلاً في قوائم الانتظار للإلتحاق بمؤسسة الرعاية أو الروضة أو ... الخ . ولعل ذلك يوفر قدرًا من القابلية للمقارنة بين المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية في متغيرات مثل مستوى الرغبة في دخول هذه المؤسسة أو المشاركة في البرنامج وبالطبع فإن هذا أفضل من اختيار مجموعة ضابطة من غير الملتحقين أو غير المنتظرين للإلتحاق . وبالطبع يحاول الباحث ضبط متغيرات أخرى في الأسلوب شبه التجريبي بين المجموعتين التجريبية والضابطة مثل حجم الأسرة والمستوى الاجتماعي أو الاقتصادي أو التعليمي للأسرة ... وغيرها ، وإن كان ذلك لا يؤدي إلى التقليل من التفسيرات المتعددة لنتائج التصميم شبه التجريبي ، ولا يؤدي بدقة إلى تحديد قوى لعلاقة السبب والأثر كما هو الحال في المنهج التجريبي الكامل .

ويشير Campbell and Stanley إلى العديد من التصميمات شبه التجريبية نعرض بعضها فيما يلي ، ونضبط هذه التصميمات مصادر عدم الصدق إلى حد مقبول .

١ - التصميم المتسلسل زمنياً Time Series Design

ويعتمد هذا التصميم على تطوير فكرة تصميم المجموعة الواحدة مع اختبار قبلي وبعدي الذي سبق عرضه في التصميمات ما قبل التجريبية .
إن هذا التصميم يحتوي على مجموعة واحدة فقط يتم اختبارها قبلًا أكثر من مرة يفصل هذه الاختبارات فترات زمنية محددة ، ثم يتم إدخال المتغير المستقل (المعالجة) وبعد انتهاء المدة المحددة للمتغير المستقل يتم اختبار المجموعة بعدياً أكثر من مرة بفواصل زمنية محدد بين كل اختبار وآخر أيضاً .

المجموعة	اختبارات قبلية	متغير مستقل	اختبارات بعدي
ج ت	خ _١ خ _٢ خ _٣ خ _٤	س ←	خ _٢ خ _٣ خ _٤ خ _٥

فإذا حصلت المجموعة على نفس مستوى الدرجات في الاختبارات القبلية وأظهرت في أعقاب انتهاء فترة المتغير المستقل نوعاً من التحسن في درجات الاختبارات البعدية أو على عدد من هذه الاختبارات البعدية وذلك بفارق له دلالة إحصائية عن الدرجات القبلية ، فإن ذلك يجعلنا على مستوى مرضى من الثقة بأن للمتغير المستقل فعالية .

والسبب في تكرار تطبيق اختبارات قبلية وبعدية الرغبة في ضبط أثر عامل النضج والعوامل العارضة (التاريخ) ، ورغم ذلك فإن هذا التصميم من سلبياته العوامل العارضة وأدوات القياس إذا غير الباحث أداة القياس التي سبق له استخدامها وكذا التفاعل بين الاختبار القبلي والمعالجة يمكن أن يكون محتملا وعندها تتضخم المشكلة مع زيادة عدد الاختبارات القبلية .

ملاحظة : على الرغم من استخدام أساليب إحصائية لدلالة الفروق للكشف عن تأثير المتغير المستقل إلا أن Lehman يذكر أن هناك أهمية لتحليل نمط الاستجابة من تطبيق إلى آخر (من أسبوع إلى آخر مثلا) ليستدل الباحث على ما إذا كانت الفروق في الاستجابات بعد انتهاء المتغير المستقل والاستجابات قبله مستقرة أم لا ويتم ذلك عادة بيانيا Graphically

٢ - التصميم المتعدد المتسلسل زمنيا Multiple Time Series Design

وفيه ندخل مجموعة ضابطة إلى التصميم السابق ، وهذه المجموعة الضابطة غير متكافئة مع المجموعة التجريبية .

المجموعة	اختبارات قبلية	متغير مستقل	اختبارات بعدية
ج ت	خ _١ خ _٢ خ _٣ خ _٤	← س	خ _١ خ _٢ خ _٣ خ _٤
لاتكافئ			
ج ض	خ _١ خ _٢ خ _٣ خ _٤	←	خ _١ خ _٢ خ _٣ خ _٤

وتتم مقارنة المجموعتين قبل وبعد ، وتفيد المجموعة الضابطة هنا في التخلص من بعض مصادر عدم الصدق الداخلي مثل العملية الاختبارية وأدوات القياس والتفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة واحتمالية التخلص من آثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

إلا أن أثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل له تأثير كبير وكذا الأحداث العارضة والنضج والعملية الاختبارية والفناء التجريبي .

وهذا التصميم أكثر صلاحية في حالة الظروف التي تكون فيها العمليات الاختبارية أمراً مألوفاً مثلما نجد عند تلاميذ المدارس .

ملاحظة : النضج أحيانا يعد مشكلة لتصميم التسلسل الزمني عموما ، فالفترة الزمنية الفاصلة بين تطبيق الاختبارات تعتبر نقطة ضعف أساسية في بحوث تعتمد على عينات من أطفال صغار (أعمار ٤ سنوات فأقل) بينما هي ليست نقطة ضعف مع عينات في أعمار أكبر من الأطفال إذا كان الفاصل الزمني أشهر (شهران مثلا) وفي الراشدين يمكن أن يصل الفاصل الزمني إلى عام .

٣ - التصميم المتكافئ زمنيا Equivalent Time Samples Design

وفي هذا التصميم يكون لدينا عينة واحدة يتتابع عليها بالتناوب أسلوبان أو متغيران مستقلان بعد كل منهما يجرى تطبيق اختبار .

مثال ذلك عندما يرغب مدرس للرياضيات في معرفة فعالية دخول معمل الرياضيات على زيادة الفهم لدى الطلاب بالمرحلة الثانوية في مادة الميكانيكا ، فيأخذ طلاب فصله إلى المعمل عوضا عن إحدى الحصص ثم يختبرهم بعدها لقياس فهمهم ثم يدرس بطريقته التقليدية في الحصة التالية ثم يختبرهم بعدها لقياس فهمهم وفي الحصة التي تليها يذهب بهم مرة أخرى إلى معمل الرياضيات ثم يختبرهم بعدها وفي حصة تالية يدرس لهم بطريقته التقليدية ثم يختبرهم ... وهكذا .

المجموعة	المتغير المستقل الأول	اختبار	المتغير المستقل الثاني	اختبار
ج ت	$\xleftarrow{س١}$ معمل	خ _٢	$\xleftarrow{س٢}$ عادي	خ _٢
وهكذا	$\xleftarrow{س١}$ معمل	خ _٢	$\xleftarrow{س٢}$ عادي	خ _٢ وهكذا...

وللكشف عن أثر كل من الذهاب للمعمل والتدريس التقليدي على زيادة الفهم لدى الطلاب علينا مقارنة نتائج الاختبارين خ_٢ ، خ_٢ بنتائج الاختبارين خ_٢ ، خ_٢ ومن مميزات هذا التصميم تصديه لمصادر عدم الصدق الداخلي الثمانية ما عدا التاريخ وأدوات القياس واحتمالية تأثير تفاعل تحيزات الاختيار للعينة مع المتغير المستقل ومن مصادر عدم الصدق الخارجي التي يقع فيها أثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل وأثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين وتداخل أثر المتغيرات المستقلة .

٤ - التصميم المتوازن الدورى Counter Balanced Design

وفى هذا التصميم يكون لدينا عدد من المجموعات يتم تعريضها لعدد من المتغيرات المستقلة على التوالى وبترتيب مختلف لدى كل مجموعة . وعلى الرغم من إمكانية الإعتماد على أى عدد من المجموعات ، إلا أنه يفضل أن يكون عدد المجموعات مساويا لعدد المتغيرات المستقلة ، كما يجب أن ينظم عشوائيا الترتيب الذى تتعرض فيه المجموعات للمتغيرات المستقلة .

وعلى الرغم من إمكانية إجراء اختبار قبلى لكل مجموعة ، إلا أنه أحيانا يكون من الصعب إجراء ذلك الاختبار القبلى أو أن الظروف غير ميسورة لتطبيقه .

مثال ذلك عندما ترغب مشرفة روضة تقديم المفاهيم العلمية للأطفال باستخدام أربع طرق ، وذلك فى أربع فصول فى أربع روضات ، بحيث يخضع كل فصل لكل طريقة من الطرق الأربع ويتم اختباره بعد كل طريقة ، على أن تدار الطرق مرة أخرى بحيث تخضع كل مجموعة (فصل) لطريقة لم يسبق أن تعلمت بها ويتم تطبيق اختبار بعد كل طريقة . ويستمر تدوير الطرق على الفصول (المجموعات) حتى يخضع كل فصل لجميع الطرق .

المجموعة	١٥ ج	١٥ ج	١٥ ج	١٥ ج
المتغير المستقل	١ س ↓	٢ س ↓	٣ س ↓	٤ س ↓
اختبار	٢ خ	٢ خ	٢ خ	٢ خ
المتغير المستقل	٢ س ↓	٣ س ↓	٤ س ↓	١ س ↓
اختبار	٢ خ	٢ خ	٢ خ	٢ خ
المتغير المستقل	٣ س ↓	١ س ↓	٤ س ↓	٢ س ↓
اختبار	٢ خ	٢ خ	٢ خ	٢ خ
المتغير المستقل	٤ س ↓	٢ س ↓	١ س ↓	٣ س ↓
اختبار	٢ خ	٢ خ	٢ خ	٢ خ

وبالطبع فإنه للوصول إلى حكم حول تأثير المتغيرات المستقلة (المعالجات) فإنه يكون بمقارنة أداء الفصول (المجموعات) في حالة كل متغير مستقل ، بحيث نحدد درجة الاختبار التي تلى نفس المتغير المستقل في جميع المجموعات ويتم المقارنة بين هذه الدرجات أو متوسطها .

ومن سلبيات هذا التصميم احتمالية وجود تفاعل بين اختيار الأفراد والنضج وغيره من عوامل عدم الصدق الداخلى وكذا احتمالية تأثير الاختبار القبلى على المتغير المستقل واحتمالية اثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة على المتغير المستقل واحتمالية اثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين ، ومن سلبياته تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تأت على نفس النحو) .

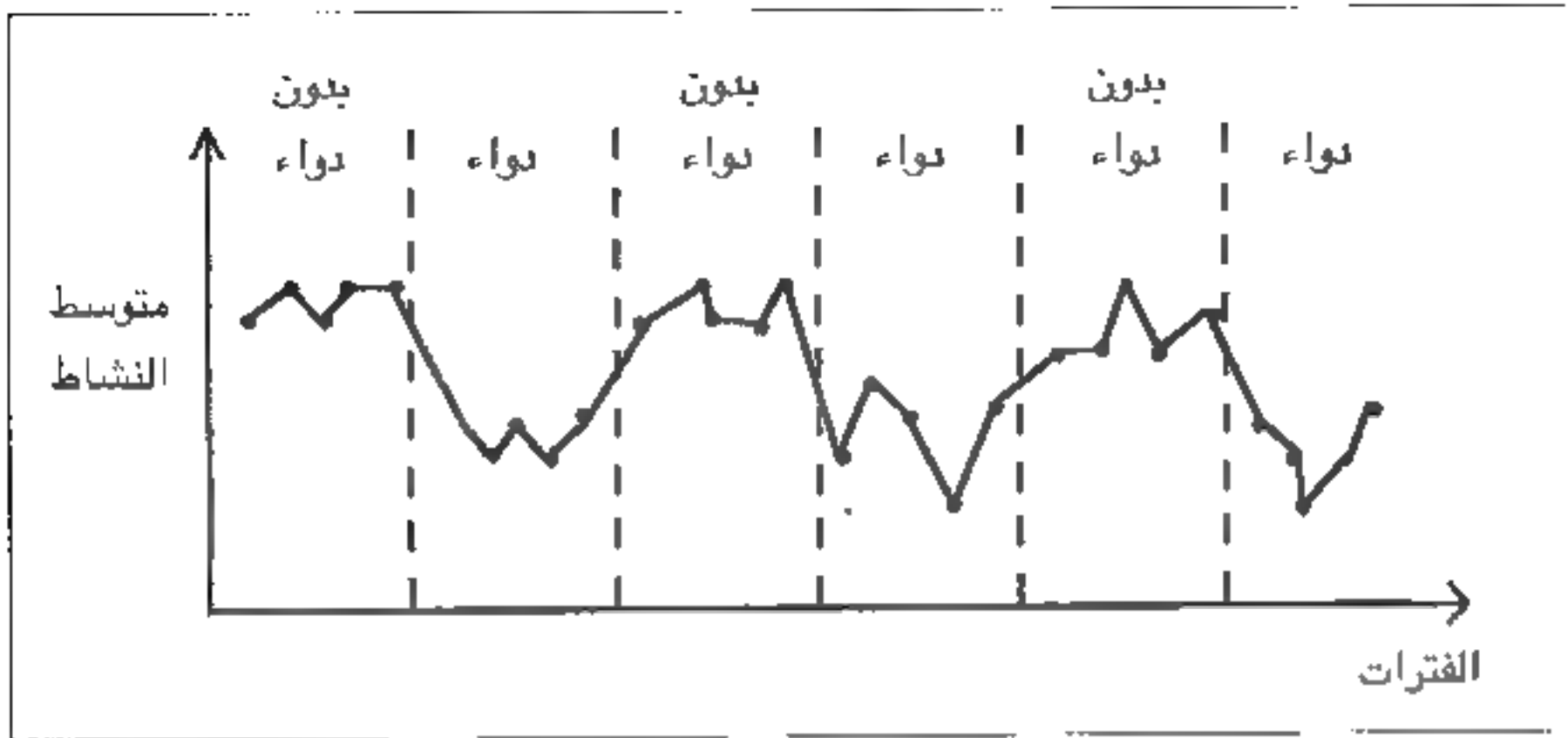
إن إمكانية وجود تفاعل بين المتغيرات المستقلة بعضها ببعض يكون بسبب كون الفصل الواحد يتعرض لكل المتغيرات المستقلة ، وهذا ما يحبذ استخدام هذا التصميم في الظروف التي لا يكون التعرض لأي متغير مستقل ذا تأثير على فعالية المتغيرات المستقلة الأخرى أو أحدها . وفى الأمور التربوية غالبا لا نتمكن من تحقيق هذا الشرط ، فنحن لا نستطيع مثلا تقديم نفس المفهوم أو المفاهيم العلمية لنفس الفصل بعدة طرق مختلفة على سبيل المقارنة لتحديد أفضلها ؛ لأنه ربما يكون أطفال الفصل قد عرفوها من طريقة سابقة .

٥ - تصميم المعالجة المتكرر / المتقل

The Repeated/ Removed Treatment Design.

فى هذا التصميم يتم استخدام مجموعة واحدة فقط ويسوق Lehman المثال التالى لتوضيح الفكرة : نفترض أننا مهتمون بمعرفة أثر دواء خاص على مستوى النشاط عند الأطفال مفرطى النشاط Hyperactive Children ، وعلى افتراض تواجد مجموعة أطفال لديهم هذه الخاصية ، إن علينا أن نقيس مستوى النشاط خمس مرات مثلا قبل استخدام الدواء ثم نعرض أطفال المجموعة لجرعات منتظمة من الدواء لفترة من الوقت بعدها يتم قياس مستوى النشاط خمس مرات متتالية على نفس النحو الذى تمت به عملية القياس الأولى بعدها يترك الأطفال بدون دواء أو يسحب الدواء لفترة تعادل زمنا فترة استخدام الدواء السابقة ، ولكن دون أخذ جرعات منه ، ثم يعاد قياس مستوى النشاط لدى الأطفال خمس مرات متتالية على نفس النحو المتبع ، ثم يعاد

والنتائج يمكن أن تتضح بمجرد النظر إلى الشكل التالي :



ومن مميزات هذا التصميم تجاوزه لعدد من مصادر عدم الصدق الداخلي مثل الأحداث العارضة والنضج وأدوات القياس والانحدار الإحصائي والعملية الاختيارية والفناء التجريبي ويحتل تأثيره بالتفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة من مصادر عدم الصدق الداخلي لهذا التصميم .

كما أن هذا التصميم يضبط عوائق لعدم الصدق الخارجي هي أثر الاختبار القبلي على المتغير المستقل وتداخل أثر المتغيرات المستقلة ويحتل وقوع التصميم في آثار تفاعل تحيزات الاختيار للعينة على المتغير المستقل وأثار ردود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين .

تقييم التصميمات شبه التجريبية

الصدق	عوامل عدم الصدق	سلسلة زمنية	سلسلة زمنية متعددة	التكافؤ	الدوري	المكرر
الداخلي	الأحداث العارضة (التاريخ)	-	..	-	+	+
	النضج	-	-	+	+	+
	العملية الاختبارية (الاختبار) (العودة على طريقة الاختبار)	+	+	+	+	+
	أنوات القياس (سهولة أو صعوبة أداة القياس قبل عن الأداة بعد)	٢	+	-	+	+
	الانحدار الإحصائي	+	+	+	+	+
	العملية الاختبارية للأفراد (الاختبار المختلف)	+	..	+	+	+
	الفناء التجريبي (فناء الحالات)	-	-	+	+	+
	التفاعل بين اختيار الأفراد والنضج أو غيره من العوامل السابقة	٢	+	+	٢	٢
	أثر الاختبار القبلي على المعالجة (المتغير المستقل)	-	-	-	-	+
	أثار تفاعل تحيزات الاختبار للبيئة على المتغير المستقل	٢		٢	٢	٢
الخارجي	أثار ربود أفعال المتغيرات التجريبية على المفحوصين	٢	٢	-	٢	٢
	تداخل أثر المتغيرات المستقلة (إذا لم تفت على نفس النحر)			-	..	+

رابعاً : التصميمات العاملية Factorial Designs

وهي تصميمات يستطيع الباحث من خلالها دراسة أثر متغيرين مستقلين أو أكثر بحيث تسمح بدراسة أثر كل متغير من المتغيرات على انفراد ، كما تسمح بدراسة أثر تفاعلها معاً على متغير تابع في نفس الوقت .

وفي ميدان العلوم الإنسانية لا تعمل المتغيرات عادة في معزل عن بعضها ، وإنما يتشابك تأثير بعضها مع غيره من المتغيرات ، وهذا ما يجعلنا في حاجة ليس لدراسة أثر متغير مستقل وحيد فقط بل بدراسته وهو مع متغير مستقل آخر ، لأن الأكثر فائدة هنا هو دراسة ذلك المتغير عندما يشترك مع متغير آخر أو أكثر ، نظراً لأن بعض المتغيرات تعمل بفعاليات أو آثار مختلفة عند المستويات المختلفة من غيرها من المتغيرات .

فربما تأتي طريقة لتدريس أكثر فعالية مع الطلاب منها مع الطالبات ، وربما تأتي طريقة لتدريس الأحياء أكثر فعالية مع الطلاب أصحاب الذكاء العالي منها مع الطلاب أصحاب الذكاء العادي .

ومصطلح عاملي Factorial يشير إلى كون التصميم يشمل أكثر من عامل أو متغير مستقل ويفضل فؤاد أبو حطب استخدام كلمة بعد بدلاً من عامل تجنباً للخلط بين التحليل العاملي والتصميم العاملي . ومن الخطأ إطلاق مصطلح التصميم العاملي على التصميم البسيط الذي يشمل عامل واحد أو متغير مستقل واحد .

ففي مثال تدريس مادة الأحياء السابق نلاحظ أن طريقة التدريس تعتبر عاملاً والقدرة العقلية (الذكاء) عاملاً آخر .

وفي العادة يكون لكل عامل أه متغير مستقل عدد من المستويات ، ربما كان اثنان أو أكثر . وفي مثال تدريس مادة الأحياء إذا كانت هناك طريقتان للتدريس قيل : إن للعامل الأول مستويات ، وإذا أخذ للذكاء أصحاب المستوى العالي وأصحاب المستوى العادي قيل : إن للعامل الثاني مستويين أيضاً وعندها نقول أننا أمام تصميم عاملي على النمط 2×2 حيث يشير الرقم الأول إلى عدد مستويات العامل الأول ويشير الرقم الثاني إلى عدد مستويات العامل الثاني . وإذا اتضح أن لدينا أربع طرق للتدريس ، وسوف يتم تقديمها إلى نوعين من الطلاب هما أصحاب المستوى العالي من الذكاء وأصحاب المستوى العادي ، نصبح أمام تصميم عاملي على النمط 2×4 حيث يشير

الرقم الأول إلى عدد مستويات العامل الأول ويشير الرقم الثاني إلى عدد مستويات العامل الثاني . وفي أى من الحالتين السابقتين يكون الهدف هو الكشف عن الأثر على متغير تابع هو التحصيل الدراسي .

إننا بذلك نتفق مع طبيعة الظاهرة الإنسانية التي يغلب عدم خضوعها لمتغير واحد أو عامل واحد أو مؤثر واحد بل لعدد من المؤثرات في ان واحد وذلك على حد تعبير Issac and Michael.

وفي الوقت الذي يتمسك فيه Lehman بأن التصميمات العاملية لا تعد حقيقة تصميمات بقدر ما هي طريقة لتحليل المعلومات والبيانات يطبق منها ما يتناسب وطبيعة تلك البيانات نجد أن Tuckman يعتبرها تحويرا للتصميمات التجريبية عن طريقها يتم إدخال متغير مستقل أو أكثر لمعرفة أو كشف أثرهم في نفس الوقت .

ولمزيد من الإيضاح دعنا نأخذ مثال تدريس مادة الأحياء السابق باستخدام طريقتين للتدريس (ق_١ ، ق_٢) مع نوعين من الطلاب (ذ_١ ، ذ_٢) (أصحاب الذكاء العالي وأصحاب الذكاء العادي) .

العشوائية للمجموعة	الاختبار القبلي	المتغير المستقل	المتغير المستقل	الاختبار البعدي
ع ج _١	-	ق _١ ←	ذ _١ ←	خ _٢
ع ج _٢	-	ق _٢ ←	ذ _٢ ←	خ _٢
ع ج _٣	-	ق _١ ←	ذ _١ ←	خ _٢
ع ج _٤	-	ق _٢ ←	ذ _٢ ←	خ _٢

إننا أمام أربع مجموعات عين أفرادها تعيينا عشوائيا :

المجموعة الأولى ج_١ : درست بالطريقة الأولى عندما كانت من أصحاب الذكاء العالي .

المجموعة الثانية ج_٢ : درست بالطريقة الثانية عندما كانت من أصحاب الذكاء العادي .

المجموعة الثالثة جـ : درست بالطريقة الأولى عندما كانت من أصحاب الذكاء العادى .

المجموعة الرابعة جـ : درست بالطريقة الثانية عندما كانت من أصحاب الذكاء العالى .

ومما يلاحظ أننا أمام مجموعات كل منها تجريبية ، وإن كانت تعد فى نفس الوقت مجموعة ضابطة بالنسبة لغيرها .

وإذا حسبنا متوسطات درجات الاختبار البعدى لهذه المجموعات كما توضح داخل خلايا الجدول التالى :

		طريقة التدريس			
		الأولى	الثانية		
الذكاء	عالى	٤٠	٣٠	٢٥	
	عادى	١٠	٢٠	١٥	
		٢٥	٢٥		

علما بأن المجموعات ذات أحجام متساوية (بها نفس العدد من الأفراد) . وإذا سألنا أنفسنا أى طريقتى التدريس أفضل ؟ فإن الأمر يجب إجابته بحذر . ففى حالة الطلاب أصحاب المستوى العالى من الذكاء تبدو الطريقة الأولى هى الأفضل (٤٠ مقابل ٣٠) أما فى حالة الطلبة أصحاب المستوى العادى من الذكاء تبدو الطريقة الثانية أفضل (٢٠ مقابل ١٠) . ومع أن أصحاب الذكاء العالى عملوا بشكل أفضل من أصحاب الذكاء العادى بغض النظر عن طريقة التدريس (٣٥ مقابل ١٥) ، إلا أن درجة تفوقهم تعتمد على الطريقة المستخدمة . وبصفة عامة فإنه لا يمكن القول بأفضلية إحدى الطريقتين ، لأن هذه الأفضلية تعتمد على مستوى الذكاء ، ويشير ذلك إلى أثر تفاعل متغيرى أو عاملى طريقة التدريس والذكاء على تحصيل الطلاب . إن هذا التوقع لأثر التفاعل بين المتغيرين على المتغير التابع هو الذى يدفع الباحث إلى التصميم العاملى .

والآن لنفرض أن الباحث لم يهتد إلى فكرة التصميم العاملى وإنما اكتفى باستخدام مجموعتين ، الأولى درست بالطريقة الأولى ق_١ والمجموعة الثانية درست بالطريقة الثانية ق_٢ دون أى اكتراث إلى عامل الذكاء أو مستوياته .

فبالنظر إلى الجدول السابق يستنتج الباحث أن طريقة التدريس الأولى ق_١ لها نفس مستوى التأثير مثل طريقة التدريس الثانية ق_٢ (٢٥ مقابل ٢٥) وهذا طبعا يعتبر تضليلاً ودخولاً إلى نتائج خاطئة ، لأنه باستخدام التصميم العاملى اتضح وجود تفاعل بين طريقة التدريس والذكاء ، بمعنى أن طريقة التدريس لها تأثيرات مختلفة باختلاف مستوى الذكاء . وهذا يدل على أنه عندما نتوقع وجود تفاعل بين المتغيرات فإنه ليس من الداعى دراسة كل متغير منهما على حده ، أو بمعزل عن الآخر ، لأننا سوف نتوصل إلى نتائج خادعة ومضللة .

وعلى الرغم من أنه يمكن إدخال أى عدد من المتغيرات المستقلة فى تصميمات عاملية بحيث يكون لكل متغير مستوياته أو تصنيفاته ، إلا أنه مع زيادة عدد المتغيرات تزداد صعوبة الإجراءات الحسابية وتنخفض إمكانية تفسير النتائج بسهولة ويسر ، وبخاصة من خلال الرسوم البيانية لهذا التفاعل ، وهو ما سوف نتعرض له فى مواضع قادمة .

فمن الممكن أن يكون التصميم العاملى $3 \times 2 \times 2$ مثلاً حيث

يكون أول متغير هو مرحلة النمو : طفولة - مراهقة - راشد .

والمتغير الثانى هو الجنس : ذكور - إناث .

والمتغير الثالث طريقة التطبيق : فردية - مجموعات صغيرة - مجموعات كبيرة .

ومن الممكن أن تكون التصميمات من مستويات أعلى ، وهكذا .

خامساً : التصميمات ذات الفرد الواحد Small - N Research

يشير Lehman أنه حينما نتحدث عن البحث ذى الحجم الصغير (ن) فإننا لا نعنى تماماً وإلى أبعد حد أنها تجربة ذات عينة صغيرة الحجم ، ولكن المقصود من البحث ذى الحجم الصغير (ن) أو البحث الصغير (ن) Small - N Research عادة يكون حجم عينته فرداً واحداً فقط Single Subject . والفرد تحت الدراسة هنا غالباً مريض أو طفل تحت التعلم أو شخص لديه اضطراب سلوكي وأحياناً حيوان أو نبات .

وهذه التصميمات تستخدم عندما يكون حجم العينة فردا واحدا فقط (وحدة - مفحوص) ، أو عندما ينظر إلى عدد من الأفراد على أنهم يشكلون مجموعة واحدة .
وهي تستخدم غالبا لدراسة التغير السلوكي الذي يظهر لدى الفرد نتيجة تعرضه لمتغير مستقل ما أو معالجة ما ، والفرد هنا يعتبر عينة ضابطة لنفسه بالنسبة للتغيرات التي تحدث في حالة التصميم المتسلسل زمنيا . إن الفرد يتم تعريضه بالتتابع للمتغير المستقل (المعالجة) أو عدم تعريضه ، ويقاس أداؤه في كل مرحلة . ونرمز للمعالجة بالرمز (B) ولعدم المعالجة بالرمز (A) .
فإذا فرضنا وجود طفل تم له ما يلي :

- ١ - مشاهدة سلوك الطفل خارج الروضة في أربع مناسبات .
- ٢ - نطبق عليه واحدة من طرق تعديل السلوك ونشاهده في أربع مناسبات أخرى .
- ٣ - نوقف طريقة تعديل السلوك ونشاهده في أربع مناسبات .

إن ما تم عرضه حتى الآن يمكن التعبير عنه بالرموز على النحو A-B-A ونكون أمام تصميم يسمى A-B-A Design ويلاحظ أنه كان من الممكن مشاهدة سلوك الطفل خارج الروضة في أربع مناسبات ثم تطبيق الطريقة ومشاهدته في أربع مناسبات ثم نتوقف ، عندئذ نكون أمام تصميم يسمى A-B Design وهو يشبه التصميم المتسلسل زمنيا في التصميمات شبه التجريبية مع الفارق هنا وجود فرد واحد فقط .

إن تصميمات الحالة الواحدة أو الفرد الواحد لها جذورها في مجالات علم النفس العيادي وعلم النفس المرضي ، وقد زاد الاهتمام بها مع مطلع الستينات ، ويعتبر التشابه كبيرا بينها وبين دراسة الحالة التي كانت معروفة قبل ذلك بكثير ، وإن كان الأمر في الأونة الحالية أكثر ارتباطا بالمنهج التجريبي . وتعتبر تصميمات الحالة الواحدة أكثر قدرة في التغلب على عوائق الصدق التجريبي .

ولما كانت معظم المشكلات التي يتناولها البحث التجريبي تحتاج إلى تصميم للمجموعات حتى يمكن تعميم نتائجها وليس شخص واحد ، وإلا تطور بنا الأمر إلى الحاجة إلى مشرفة روضة لكل طفل وليس لكل مجموعة من الأطفال . فإن هذا ما يجعل التصميمات ذات الفرد الواحد غير عملية ليس للسبب السابق فقط بل لأنها تتطلب أحيانا إجراء قياسات متعددة خلال كل مرحلة من مراحل التصميم A-B-A

وهناك مشكلات بحثية يكون من غير المناسب استخدام تصميمات لمجموعات ربما لأسباب أخلاقية وربما لعدم توفر الحالات الكافية لمعالجة الأمر في صورة مجموعات . إن تصميمات المجموعات تتطلب مجموعة أو مجموعات ضابطة إذا كنا نريد تصميمات تجريبية حقيقية ، وربما تطلب الأمر منع مجموعة من التعرض نهائياً لأي نوع من البرامج للتدريس مثلاً وهو ما يعارضه الكثير من المسئولين الذين يجدون في ذلك إضاعة لوقت الطلاب وإهدار لإمكاناتهم .

ويواجه التصميمات ذات الفرد الواحد عوائق الصديق الخارجى ، حيث لا يمكن تعميم النتائج على الأفراد في المجتمع الأصل ، وعلى الرغم من صحة ذلك إلا أن تعميم نتائج التصميمات للمجموعات لا يمكن تعميمه على كل فرد في المجموعة . وعلى أية حال فالتصميمات ذات الفرد الواحد والتصميمات للمجموعات كل له إيجابياته وسلبياته ، والهام هنا أنه إذا أردنا أن نغير من حالة فرد فإن تصميم المجموعات يصبح غير مناسب ، ويكون تصميمات الحالة الواحدة أكثر فائدة وأهمية في مجال تعديل السلوك Behaviour Modification والبحوث الإكلينيكية Clinical Research ويشير Hersen and Barlow, Lehman إلى العديد من التصميمات ذات الفرد الواحد ومنها الشكل A-B-A-B حيث A تدل على الاختبار القبلى ، B تدل على المعالجة والاختبار البعدى ، وهو من التصميمات ذات الأهمية .

الفصل الثاني
مبادئ وإحصائية
للتصميمات التجريبية

مقدمة :

يهتم الإحصاء بالطرق العملية لجمع وتنظيم وعرض وتحليل البيانات ، وكذلك التوصل إلى نتائج وقرارات على ضوء هذا التحليل . ويستخدم هذا المصطلح في معناه الضيق للتعبير عن البيانات نفسها أو ما تم استخراجها من هذه البيانات مثل المتوسط والنسب المئوية ، ومن ثم نتحدث عن إحصاءات الطلاب والتعليم وإحصاءات عن الزواج والطلاق والوفيات وإحصاءات عن الأعمار والأوزان وإحصاءات عن نسب الذكاء ومستوى التوافق النفسي وغيرها .

وعند جمع بيانات تعبر عن خاصية من خصائص مجموعة من الأفراد أو الأشياء مثل أعمار أو أطوال طلبة الجامعة أو عدد الكراسيات المعيبة من إنتاج مصنع للأدوات المدرسية في يوم معين ، فربما كان من المستحيل، أو من غير العملي ملاحظة المجموعة بأكملها وخاصة ، إذا كانت كبيرة ، وبدلاً من اختبار المجموعة بأكملها ، والتي تسمى بالمجتمع الإحصائي Population فإنه يمكن اختبار جزء صغير من هذا المجتمع الإحصائي يسمى بالعينة Sample .

والمجتمع يمكن أن يكون محدوداً أو غير محدود . وعلى سبيل المثال فإن المجتمع المكون من الأطفال في مرحلة ما قبل المدرسة هو مجتمع محدود ، بينما المجتمع المكون من جميع النتائج الممكنة (صورة أو كتابة) من رميات متتالية لعملة معدنية هو مجتمع غير محدود .

ويستند الاستدلال الإحصائي Inferential Statistics بصورة أساسية على البيانات التي يتم الحصول عليها من عدد محدود ، وهذا العدد المحدود من الأفراد أو الأشياء الذي سميناه العينة . ومن خلال هذه البيانات تصاغ التعميمات أو الاستنتاجات الإحصائية حول جميع الأفراد أو الأشياء أو العناصر التي تماثل هذه العينة أي يجرى التعميم على المجتمع ككل .

على أية حال فإننا نرمز للبيان الذي يدل على خاصية قيست لدى فرد أو وحدة بالرمز (س) .

ونطلق على أي قياس تم استخراجها من بيانات العينة مصطلح إحصاءات Statistics وجمعها إحصاءات . ونطلق على أي قياس تم استخراجها من بيانات المجتمع مصطلح معلمة Parameters .

فإذا حسبنا لبيانات عينة ما قيمة المتوسط (\bar{s}) أو الانحراف المعياري (ع) نقول : إننا حسبنا إحصاءات للعينة .

وإذا حسبنا لبيانات مجتمع ما قيمة المتوسط (\bar{s}) أو الانحراف المعياري (ع) نقول إننا حسبنا معلمات للمجتمع .

وبصورة عامة فإن لكل إحصاءة في العينة معلمة مناظرة لها في المجتمع . وتعتبر هذه الإحصاءة تقديراً Estimate لتلك المعلمة ، وبينما يكون للمعلمة قيمة ثابتة للمجتمع الواحد ، فإن الإحصاءة المناظرة تتغير قيمتها من عينة إلى أخرى . وفي الغالب يكون من الصعب إجراء الدراسات بأخذ جميع أفراد المجتمع أى بالتطبيق على المجتمع الواحد ، فإن الإحصاءة المناظرة تتغير قيمتها من عينة إلى أخرى .

وفي الغالب يكون من الصعب إجراء الدراسات بأخذ جميع أفراد المجتمع أى بالتطبيق على المجتمع الأصل . ويلجأ الباحثون في العادة إلى دراسة خصائص المجتمع الإحصائي من خلال دراسة عينة منه . ونسمى عملية اختيار العينة بالمعاينة Sampling ، وهي أخطر مرحلة في الدراسة أو البحث . إذ أن ما نتوصل إليه من استنتاجات يتوقف على الطريقة التي اختيرت بها العينة .

والعينة الممثلة للمجتمع الأصل هي العينة التي اختيرت بطريقة عشوائية . فالعشوائية تعنى إعطاء فرص متساوية لجميع أفراد المجتمع لأن يتم وقوعهم أو اختيارهم ضمن عينة الدراسة ، ويكون الهدف من ذلك التقليل من الخطأ الذي نقع فيه نتيجة عدم تشابه أو تمثيل العينة للمجتمع الأصل إلى حد كبير ، هذا الخطأ الذي يطلق عليه خطأ المعاينة Sampling Error .

فبالرغم من إننا نعتبر الإحصاءة التي حسبناه من العينة تقديراً لمعلمة مناظرة في المجتمع الأصل ، إلا أن الواقع يبدو مخالفاً ، فالإحصاءة لن تكون مساوية تماماً لمعلمة المجتمع . ونسمى الفرق بين إحصاءة العينة ومعلمة المجتمع المناظرة بـ خطأ المعاينة

$$\text{فمثلاً } \bar{s} - \bar{s} = \text{خطأ المعاينة للمتوسط} .$$

وما يجب أن يكون واضحاً أننا في الغالب لا نعرف \bar{s} حتى نتمكن من معرفة مقدار الخطأ إلا أنه بالإمكان التوصل إلى استنتاجات عن قيمة الخطأ من خلال إعادة اختيار

عينات من نفس المجتمع عدد من المرات وفي كل مرة نحسب الإحصاءة \bar{x} . فإذا كان لدينا العديد من العينات فإننا نستطيع التعامل معها كما كنا نتعامل مع حالات في عينة واحدة ، ويمكننا أن نرسم لها توزيعاً تكرارياً يسمى توزيع العينات . وهذا التوزيع للعينات تتوافر فيه خصائص التوزيع الاعتدالي ، فإذا كان لدينا العديد من متوسطات عينات ، فالتوزيع التكراري لها سوف يظهر لنا معتدلاً حتى وإن كان توزيع المجتمع الأصل في الظاهرة موضع الاهتمام بعيداً عن الاعتدالية ، لأن توزيع متوسطات العينات المأخوذة منه تميل إلى الاعتدالية إلا إذا كانت ذات أحجام صغيرة .

وعند تناولنا لتوزيع إحصاءات العينات مثل المتوسطات والانحرافات المعيارية ... ومعاملات الارتباط ، يكون الاهتمام بتشتت هذه الإحصاءات لأن مقدار هذا التشتت يعطي مؤشراً على مدى اختلاف إحصاءة العينة عن البارامتر المناظر في المجتمع الأصل ، فيشير الاختلاف الذي نلاحظه بين الإحصاءة المحسوبة للعينة والبارامتر المناظر في المجتمع على خطأ التقدير أو ما يسمى بالخطأ المعياري Standard Error ويتم تقدير حجم هذا الخطأ باستخدام معادلات محددة لكل إحصاءة محسوبة .

ويواجه الباحث مشكلة تحديد حجم العينة لدراسته ، ويكون أمامه أحد حلين : الأول الاعتماد على ما توصل إليه الآخرون والمتخصصون ، والثاني بالاعتماد على بعض الأساليب الاحتمالية الإحصائية ، ونظراً لما للحل الثاني من أصول وجذور وقواعد إحصائية تتعرض لها مؤلفات متخصصة في هذا المجال مثل ما عرضه Gay و Tuckman . وتخرج بنا عن هدف الكتاب الحالي فنكتفي بما أشار إليه الإحصائيون في هذا المجال .

إذا كنا أمام دراسة ارتباطية فإنه يمكن الاعتماد على عينات لا تقل عن ٣٠ مفحوصاً وفي الدراسات المسحية إذا اتضح أن حجم المجتمع الأصل أقل من ١٠٠٠ مفحوص فيمكن الاكتفاء على الأقل بـ ٢٠٠ مفحوص أي بنسبة ٢٠٪ أما إذا زاد حجم المجتمع الأصل فأصبح بين ٥٠٠٠ - ١٠٠٠٠ مفحوص فيمكن الاعتماد على نسبة ١٠٪ فقط أما إذا وصل حجم المجتمع الأصل إلى أكثر من ذلك فيمكن الاعتماد على عينة حجمها نسبته ٥٪ من حجم المجتمع الأصل . أما في الدراسات العملية فإن حجم العينة يفضل أن يصل إلى ٣٠٠ مفحوص ولا يجب أن يقل عن ١٠٠ مفحوص ، وإذا

استخدم التحليل العاملي مع فقرات أو بنود اختبار فإن من المفيد أن يكون حجم العينة ما بين خمسة أمثال إلى عشرة أمثال عدد البنود بشرط أن لا يقل عدد البنود عن عشرين . وفي حالة الدراسات التي تعتمد على التحليل التمييزي أو تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة فيجب ألا يقل عدد الحالات أو المفحوصين في كل خلية عن عدد المتغيرات التابعة .

أما في حالة الدراسات التي تعتمد على تصميمات تجريبية فيرى البعض أن يكون عدد المفحوصين بين ١٥ - ٣٠ مفحوصاً إذا كنا أمام متغير مستقل واحد ، أما إذا كنا أمام تصميم يشمل أكثر من متغير مستقل ، فمن المستحسن أن لا يقل عدد المفحوصين في كل خلية عن خمسة أفراد وإن كانت فكرة زيادة حجم العينة عن الحدود السابقة فكرة واردة . وذلك إذا وجدت متغيرات غير مضبوطة مثل المتغيرات العارضة أو الدخيلة ، ويصبح زيادة حجم العينة جاعلاً أثر هذه المتغيرات أكثر عشوائية . وكذلك عندما يكون هناك توقع لتقسيم المجموعة الكلية إلى مجموعات فرعية في ضوء المتغيرات المستقلة ومستوياتها .

كما أن زيادة حجم العينة عن الحدود السابقة وارد أيضاً عندما لا يكون المجتمع متجانساً ، وكذا عندما يكون ثبات المقياس Reliability المستخدم لقياس المتغير التابع منخفضاً . لأن أداة القياس في هذه الحالة تكون غير حساسة بدرجة كافية للفروق الصغيرة ، وهذا ليس معناه سعى الباحث وراء الحصول على دلالة إحصائية ، فقد يؤدي الحصول على إحصاءات لها دلالة إحصائية مثل الارتباطات واختبارات دلالة الفروق ، ت ، أو ، ف ، إلى اتخاذ قرارات غير مناسبة ، خاصة إذا لم يكن هذا الفرق مثلاً ذا دلالة عملية مثلاً يتوصل الباحث إلى فروق بين طريقة التدريس بالحاسب الآلي وطريقة التدريس التقليدية لصالح طريقة التدريس بالحاسب مع عدم توافر الإمكانيات لتطبيقه .

ويجب ألا نغفل أن استخدام عينات ذات حجوم صغيرة في بعض البحوث ربما كان أفضل من استخدام عينات ذات أحجام كبيرة مثل الدراسات التي تعتمد على التحليل النفسي وأدوات القياس الإسقاطي .

وهناك أساليب إحصائية لتقدير أحجام العينات إلا أن الأمر يتطلب توافر معلومات من خلال دراسات سابقة حول نفس الموضوع أو من خلال إجراء دراسة

استطلاعية Pilot Study يجريها الباحث قبل إجراء بحثه وهو أمر أحياناً يكون محفوفاً بالصعوبات .

وعموماً فإن القاعدة هي أن زيادة حجم العينة يمكن أن يوفر تمثيلاً أعلى لخصائص المجتمع وبالتالي تعميماً أصدق لنتائج البحث .
كان هذا عن أحجام العينات التي يمكن الاعتماد عليها في بعض أنواع البحوث وعموماً فإن لكل عينة من العينات التي تسحب من المجتمع الأصل مقاييس Measures .

ومن هذه المقاييس المتوسط والوسيط والمنوال والانحراف المعياري ... وغيرها .
ويكون من المفيد التذكير بهذه المفاهيم الإحصائية وغيرها حتى يكون دخولنا في قضية الكتاب الأساسية وهي تصميم وتحليل التجارب أكثر يسراً وسهولة .

١ - المتوسط Mean :

المتوسط لعدد من القيم يساوي مجموع هذه القيم مقسوماً على عددها ، وبذلك فهو القيمة النموذجية أو الممثلة لمجموعة من البيانات ، ويميل للوقوع قرب المركز داخل البيانات ، فإذا كان لدينا قيم لأعمار مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية فإننا نرمز لعمر كل طفل برمز كما يلي : $s_1, s_2, s_3, s_4, s_5, \dots, s_n$.

ونحصل على متوسط أعمار هذه المجموعة \bar{s} من القانون :

$$\bar{s} = \frac{s_1 + s_2 + s_3 + s_4 + s_5 + \dots + s_n}{n}$$

$$\bar{s} = \frac{\text{مج } s}{n}$$

حيث \bar{s} : المتوسط

مج : اختصار كلمة مجموع

s : درجة المفحوص

n : عدد أفراد العينة .

مثال : احسب متوسط درجات مفهوم الذات التالية :

٩ - ٢ - ٣ - ٣ - ٤ - ٥ - ٥ - ٥ - ٦ - ٨ - ١٢ .

الحل :

$$\bar{x} = \frac{\text{مجموع}}{n}$$

$$\bar{x} = \frac{12 + 8 + 6 + 5 + 5 + 5 + 4 + 3 + 3 + 2 + 9}{11}$$

$$\bar{x} = \frac{62}{11}$$

$$\bar{x} = 5,64$$

٢- الوسيط : Median

الوسيط لمجموعة من الأرقام مرتبة حسب قيمتها ، هو تلك القيمة التي في المنتصف أو الوسط الحسابي للقيمتين الموجودتين بالمنتصف . ويعبر عنها أيضاً بأنها تلك القيمة التي يسبقها عدد من القيم يساوي عدد القيم التي تليها بشرط أن تكون جميع القيم مرتبة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً .

مثال : أ - احسب وسيط درجات القلق التالية ٨ - ٣ - ١١ - ٨ - ٦ - ٥ - ٤ - ٤ .

ب - احسب وسيط الأعمار ٢٥ ، ٥ ، ٥ ، ١٢ ، ١٨ ، ١١ ، ٩ ، ٧ .

الحل : يجب ترتيب الدرجات في كل حالة

$$\begin{array}{ccccccc} 11 & - & 8 & - & 8 & - & 8 \\ \hline & & \downarrow & & & & \\ & & \text{الوسيط} & & & & \end{array}$$

$$8 = \text{ط}$$

$$\begin{array}{ccccccc} 5 & - & 5 & - & 7 & - & 9 \\ \hline & & & & & & \end{array}$$

$$\frac{9 + 11}{2} = \text{الوسيط}$$

$$10 = \text{ط}$$

٣- المنوال : Mode

المنول لمجموعة من القيم أو الأشياء هو القيمة أو الشيء الذي يتكرر أكثر من غيره أو القيمة أو الشيء الأكثر شيوعاً .

وقد لا يكون للقيم أو الأشياء منوال ، وقد يكون هناك أكثر من منوال .
مثال : أ - احسب منوال القيم

٨ ، ٤ ، ٣ ، ٨ ، ١٢ ، ٨ ، ٧ ، ٩ ، ٨

ب- ماهو منوال الألوان :

أحمر ، أحمر ، أبيض ، أخضر ، أبيض ، أصفر ، أبيض ، أبيض .

الحل : أ - المنوال ل = ٨

ب- اللون المنوال هو الأبيض .

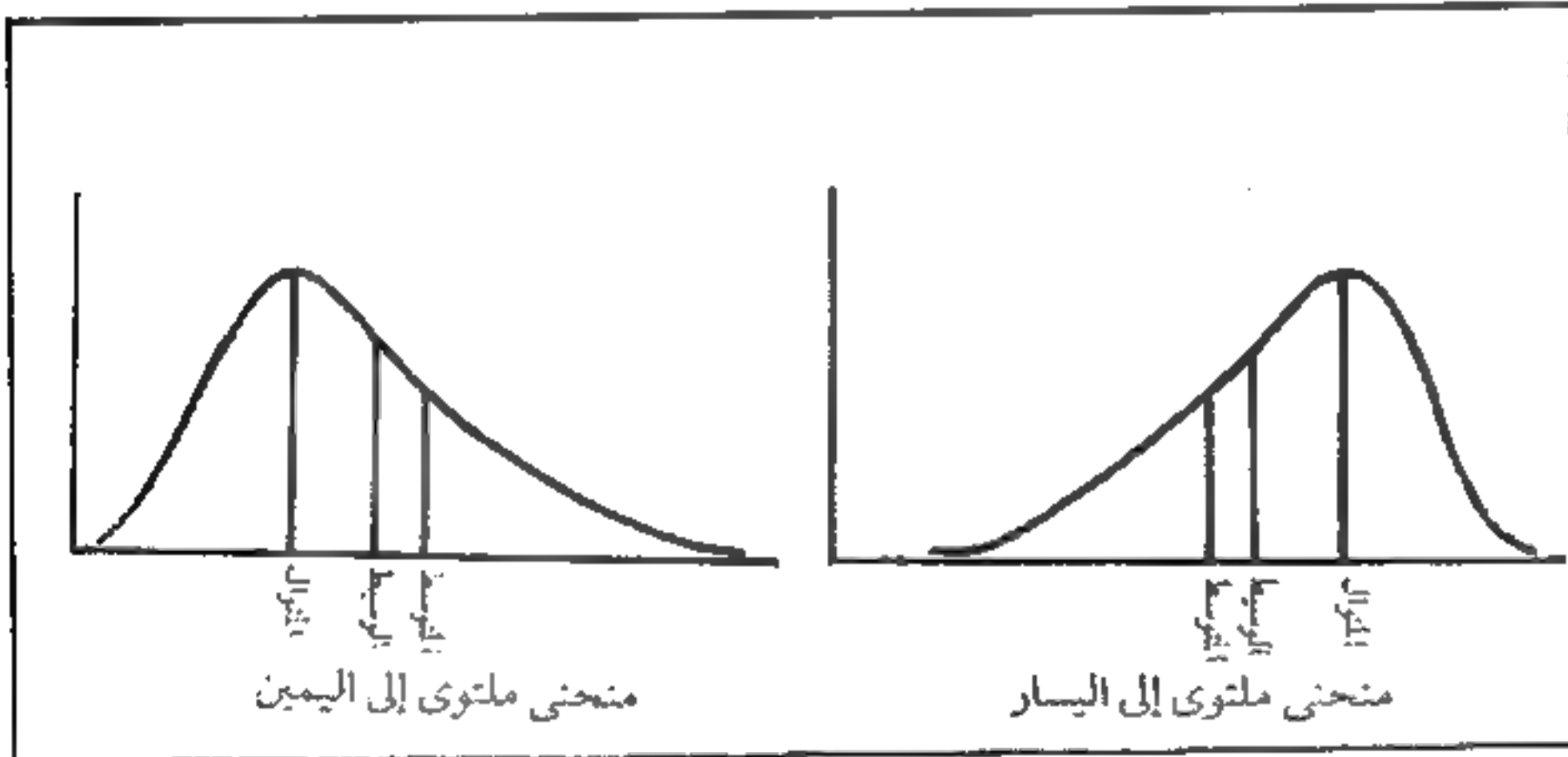
ملاحظة :

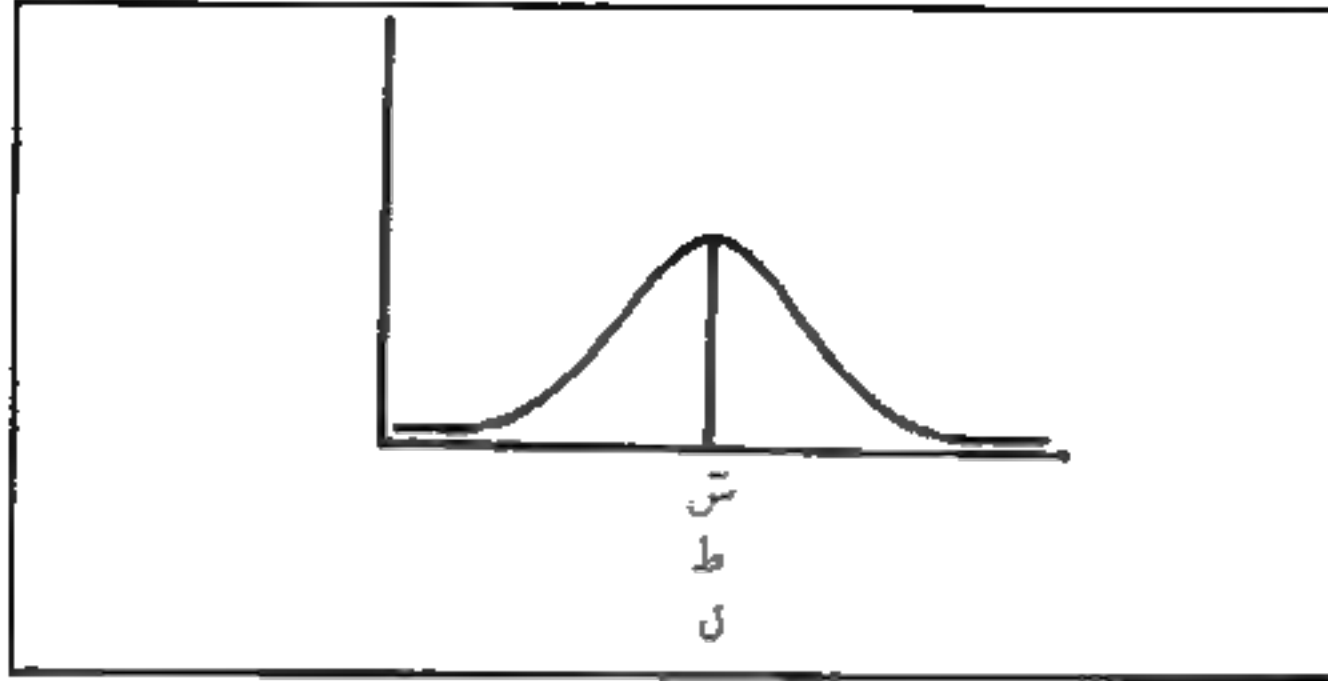
هناك علاقة اعتبارية بين المتوسط والوسيط والمنوال تتحقق في حالة المنحنيات التكرارية وحيدة المنوال والبسيطة الالتواء أو ضئيل الالتواء .

المنوال = ٣ الوسيط - ٢ المتوسط

ل = ٣ ط - ٢ س

وفي المنحنيات المتماثلة يتطابق المتوسط والوسيط والمنوال ، أما في المنحنيات غير المتماثلة الملتوية إلى اليمين أو إلى اليسار يأتي المتوسط والوسيط والمنوال على النحو الذي يظهر بالرسم .





٤- التشتت : Dispersion

الدرجة التي تتجه بها البيانات الرقمية للانتشار أو التباعد حول قيمة وسطى تسمى تشتتاً .

٥- المدى : Range

هو أحد مقاييس التشتت ، ويعبر عن المدى لأى مجموعة من الأرقام بالفرق بين أكبر رقم (درجة) وأقل رقم (درجة) فى المجموعة
المدى = أكبر درجة - أقل درجة

٦- الانحراف المتوسط أو متوسط الانحرافات M. D :

يعرف بأنه مجموع القيم المطلقة لفرق الدرجات عن متوسط الدرجات بالنسبة لعدد أفراد العينة .

ويقصد بالقيم المطلقة هنا أى الفرق المحسوب بدون إشارة وللتعبير عن ذلك نكتب الفرق بين عمودين متوازيين كما يلى :

$$\frac{\text{مجم} | \text{س} - \bar{\text{س}} |}{\text{ن}}$$

حيث مجم : مجموع

س : الدرجة الخام

$\bar{\text{س}}$: المتوسط

ن : عدد أفراد العينة

مثال : احسب متوسط الانحرافات للقيمة التالية ٢، ٣، ٦، ٨، ١١
الحل :

$$\text{المتوسط } \bar{x} = \frac{\text{مجموع } x}{n}$$

$$\bar{x} = \frac{30}{5} = 6$$

$$\text{متوسط الانحرافات} = \frac{\text{مجموع } |x - \bar{x}|}{n}$$

$$= \frac{|6-11| + |6-8| + |6-6| + |6-3| + |6-2|}{5}$$

$$= \frac{|5| + |2| + |0| + |3| + |4|}{5}$$

$$= \frac{5 + 2 + 0 + 3 + 4}{5} = 2.8$$

٧ - مجموع المربعات : Sum of Squares

يعرف بأنه مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسط الدرجات.
ومصطلح مجموع المربعات يعد اختصاراً لمفهوم مجموع مربعات انحرافات الدرجات
عن متوسط الدرجات The Sum of The Squared Deviations

ويعطى بمعادلة عامة على الصورة .

$$\text{مجموع المربعات} = \text{مجموع } (x - \bar{x})^2$$

أو قانون على الصورة

$$\text{مجموع المربعات} = \text{مجموع } x^2 - \frac{(\text{مجموع } x)^2}{n}$$

وهذه الصورة هي التي سوف يشيع استخدامها في مواضع كثيرة في تحليل
وتصميم التجارب المنبثقة عن تحليل التباين غالباً .

مثال : احسب مجموع المربعات لقيم المتغيرين الاثنين س ، ص

حيث س : ٢ ، ٣ ، ٣ ، ٥ ، ٧ ، ٧ ، ٨

ص : ٤ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٥ ، ٦

الحل :

س	س - $\bar{س}$	(س - $\bar{س}$) ^٢
٢	-٣	٩
٣	-٢	٤
٣	-٢	٤
٥	صفر	صفر
٧	٢	٤
٧	٢	٤
٨	٣	٩
مجم س = ٣٥	مجم (س - $\bar{س}$) = صفر	مجم (س - $\bar{س}$) ^٢ = ٣٤
$\bar{س} = ٥$		

أى أن مجموع المربعات = ٣٤

وبخصوص المتغير الثانى

ص	ص - $\bar{ص}$	(ص - $\bar{ص}$) ^٢
٤	-١	١
■	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
٥	صفر	صفر
■	صفر	صفر
■	صفر	صفر
٦	١	١
مجم ص = ٣٥	مجم (ص - $\bar{ص}$) = صفر	مجم (ص - $\bar{ص}$) ^٢ = ٢
$\bar{ص} = ٥$		

أى أن مجموع المربعات = ٢

ويلاحظ أنه على الرغم من أن متوسط درجات المتغيرين متساوية $\bar{s} = ٥$ ،
 $\bar{s} = ٥$ إلا أن مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها فى كل حالة جاء
 مختلفا .

٨ - الانحراف المعياري : Standard Deviation

إذا كان لدينا مجموعة من الدرجات ، فإن الجذر التربيعى لمجموع مربعات
 انحرافات هذه الدرجات بالنسبة لعدد أفراد المجموعة يعرف بالانحراف المعيارى .
 وهو أحد مقاييس التشتت أو تباعد الدرجات ويحسب من القانون :

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجم} (s - \bar{s})^2}{n}}$$

حيث ع : الانحراف المعيارى

s : الدرجة الخام

\bar{s} : المتوسط

n : عدد أفراد العينة .

مثال : احسب الانحراف المعيارى لدرجات سمة العصابية التالية :

١٠ ، ٦ ، ٨ ، ٢ ، ٤

الحل :

الدرجة	الدرجة - المتوسط	(الدرجة - المتوسط) ^٢
s	$s - \bar{s}$	$(s - \bar{s})^2$
١٠	٤	١٦
٦	صفر	صفر
٨	٢	٤
٢	- ٤	١٦
٤	- ٢	٤
مجم $s = ٣٠$		مجم $(s - \bar{s})^2 = ٤٠$
$\bar{s} = ٦$		

$$\sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n}} = \sigma$$

$$\sqrt{\frac{40}{5}} = \sigma$$

$$\sqrt{8} =$$

$$2.83 =$$

٨ - التباين : Variance

التباين أحد مقاييس التشتت أو التي تكشف عن تباعد الدرجات . وتباين أى مجموعة من الدرجات يعرف بأنه مربع الانحراف المعياري ، ولذلك فإن :

$$\text{التباين} = \sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

وهناك قانون آخر لا يعتمد على حساب متوسط الدرجات من المفيد توضيحه هنا

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \left[\sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n} \right]$$

مثال : احسب تباين درجات الثقة بالنفس كما قيست باختبار أعد لهذا الفرض ، وذلك على عينة من طلاب الجامعة

$$15, 15, 14, 14, 12, 11, 10, 9$$

الحل : إذا استخدمنا فكرة القانون الأول

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

وجب علينا في البداية أن نحسب المتوسط

$$\bar{x} = \frac{15 + \dots + 11 + 10 + 9}{8}$$

$$\bar{x} = 12.50$$

$$\text{إذن } \bar{e} = \frac{\sum (12,5 - 10)^2 + \dots + \sum (12,5 - 9)^2}{8}$$

$$\bar{e} = \frac{\sum (2,5)^2 + \dots + \sum (2,5 -)^2 + \sum (3,5 -)^2}{8}$$

$$\bar{e} = \frac{38}{8}$$

$$= 4,75$$

ويمكننا استخدام القانون الثاني

$$\bar{e} = \frac{1}{n} \left[\frac{\sum (\text{مج س})^2}{n} - \text{مج س}^2 \right]$$

$$= \frac{1}{8} \left[\frac{\sum (100)^2}{8} - \sum (15)^2 + \dots + \sum (11)^2 + \sum (10)^2 + \sum (9)^2 \right]$$

$$= \frac{1}{8} \left[\frac{10000}{8} - 1288 \right]$$

$$= \frac{1}{8} [1225 - 1288]$$

$$= -\frac{1}{8} \times 38$$

$$= -4,75$$

وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها بالطريقة الأولى .

ملاحظات هامة :

١- مجموع انحرافات الدرجات عن متوسطها قيمة معدومة

$$\text{مج (س - } \bar{\text{س}}) = \text{صفر}$$

٢- مجموع مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها ($\bar{\text{س}}$) أقل من مجموع

انحرافات الدرجات عن أي قيمة أخرى (م) .

$$\text{مج (س - } \bar{\text{س}})^2 > \text{مج (س - م)}^2$$

سواء كانت م أقل من المتوسط أو أكبر من المتوسط .

وهذه الخاصية هي ما عرفت بخاصية المربعات الصغرى Least Square التي يستفاد منها في بعض المداخل الإحصائية . والانحراف المعياري شأنه شأن المتوسط يمثل مربعه (التباين) أقل مربع يمكن الحصول عليه ، ويكون له خاصية المربعات الصغرى أيضا .

٣- قيمة المتوسط تتأثر بكل درجة من الدرجات المحسوب منها ، فقيمة المتوسط تتغير إذا تغيرت قيمة واحدة من هذه الدرجات ، وهذا ما جعلنا نقول : إنه يتأثر بالقيم المتطرفة ، وخاصة إذا جاءت هذه القيم في أحد أطراف التوزيع بحيث لا تتوازن مع قيمة أخرى بالطرف الآخر . وهذا ما يجعل استخدام المتوسط موضع شك أحيانا ويجب استبداله بمقياس نزعة مركزية آخر مثل الوسيط والمثال التالي يوضح تلك المشكلة .

نفرض أن دخول عدد موظفي مؤسسة كما يلي :

١٢٠ ، ١٣٠ ، ١٣٠ ، ١٥٠ ، ١٤٠ ، ١٧٠ ، ١٤٠ .

فإن متوسط دخول هؤلاء الموظفين ١٤٠ جنيها .

ونفرض زيادة مرتب الموظف الأخير إلى ٤٢٠ .

فأصبحت رواتب الموظفين :

١٢٠ ، ١٣٠ ، ١٣٠ ، ١٥٠ ، ١٤٠ ، ١٧٠ ، ٤٢٠ .

فإن متوسط الدخل هؤلاء الموظفين أصبح ١٨٠ جنيها

ويلاحظ أن المتوسط في الحالة الأولى يقع بالفعل في منتصف التوزيع ، بينما المتوسط في الحالة الثانية أكبر من درجات جميع الموظفين الآخرين الذين لم يرتفع مرتبهم . وهذا يؤدي بنا إلى التشكك من استخدام المتوسط كمقياس للنزعة المركزية .

إن المتوسط في حالتنا السابقة أعلى من الرواتب الشهرية الممنوحة في المؤسسة ، وذلك بخصوص أكثر من ٨٥٪ من موظفي هذه المؤسسة ، وهنا يفضل الاعتماد على الوسيط كمقياس للنزعة المركزية .

وإذا علمنا أن رئيس مجلس إدارة المؤسسة السابقة يحصل على مرتب لم نستطع التوصل إليه ، ولكن معلوماتنا إنه أكثر من ١٠٠٠ جنيها شهرياً

فإن حذف مرتب هذا الشخص عند حسابنا لمتوسط مرتبات العاملين بالمؤسسة يجعل نتائجنا متحيزة . ولذلك لا يصلح استخدام المتوسط هنا كمقياس للنزعة المركزية ، ويكون المقياس المناسب هو الوسيط . ويتأثر الانحراف المعياري بالعوامل التي يتأثر بها المتوسط والتي سبق توضيحها وبطبيعة الحال يتأثر التباين لأنه مربع الانحراف المعياري .

ولذلك لا ينصح باستخدام المتوسط والانحراف المعياري والتباين في الحالات التي تظهر فيها درجات متطرفة تطرفاً شديداً أو كان التوزيع ملتوياً التواء شديداً .

٤- إضافة مقدار ثابت (بالجمع أو الضرب) على الدرجات أو حذف مقدار ثابت (بالطرح أو القسمة) من الدرجات يجعل مقاييس النزعة المركزية الثلاثة (المتوسط أو الوسيط أو المذوال) تزيد أو تنقص بنفس المقدار . ونعبر عن ذلك بأن مقاييس النزعة المركزية تتأثر بالتحويلات الخطية التي تطرأ على القيمة الأصلية .

ولا يتأثر الانحراف المعياري نهائياً بما سبق مما يسهل علينا إجراء الحذف أو الإضافة لتسهيل الإجراءات الحسابية للحصول على الانحراف المعياري أو التباين ؛ لأنه مربع الانحراف المعياري .

٥ - المتوسط للعينة أفضل مقاييس النزعة المركزية لتقدير النزعة المركزية للمجتمع الأصل والانحراف المعياري للعينة أفضل مقاييس التشتت لتقدير التشتت في المجتمع الأصل فالمتوسط والانحراف المعياري أكثر ثباتاً مع اختلاف العينات الممثلة للمجتمع الأصل وهذا ما جعل الإحصائيين يعتمدون عليهما في مجال الإحصاء الاستدلالي ، فلو جاء باحث بعينات عشوائية ممثلة ، كل منها مثلاً ضعف العينة الكبيرة أي ٦٠ مفحوصاً أو أكثر وحسب متوسطات هذه العينات ، وكذا الوسيطات وكذا المذولات وكذا المدى في كل عينة والانحراف المعياري . فإنه سوف يجد أن قيم متوسطات العينات تميل إلى التشابه في معظم هذه العينات أكثر من باقي مقاييس النزعة المركزية ، كذلك سوف يجد أن قيم الانحرافات المعيارية تميل إلى التشابه أكثر من المدى مثلاً .

٦- التباين ، كما هو معروف ، مربع الانحراف المعياري ، وبالرغم من ذلك فمفهوم الانحراف المعياري وتفسير البيانات في ضوءه أكثر تفضيلاً ورواجاً على الرغم من أن كلا منهما يشق من الآخر . ويعتبر الاعتماد على أحدهما عند عرض النتائج بمثابة تعامل مع أحد وجهي عملة واحدة . وعلى أي حال فالتباين من المفاهيم الرئيسية في التصميمات التجريبية .

٩ - معامل الاختلاف : Coefficient of Variation

نعلم أن الانحراف المعياري أحد مقاييس التشتت ، وتتوقف قيمته على المقياس المستخدم وطبيعة درجاته ، فربما هو انحراف معياري لدرجات التوافق النفسي لدى مجموعة طالبات المرحلة الثانوية ، وربما انحراف معياري لأوزانهم . وتكون مقارنة الانحراف المعياري لدرجات التوافق بالانحراف المعياري للأوزان مقارنة خاطئة نظراً لاختلاف وحدات القياس رغم أنها لنفس العينة .

فالانحراف المعياري لمجموعة من الطالبات بخصوص متغير ما قد لا يمكن مقارنته بالانحراف المعياري لمجموعة من الطلبة الا بخصوص نفس المتغير .

ولنفرض أن متوسط درجات الطالبات في القلق ٨٦ بينما متوسط درجات الطلبة ١٢٤ وجاء الانحراف المعياري في الحالتين مساوياً ٩ ، فلا يجب القول هنا على الإطلاق أن تشتت درجات المجموعة الأولى يعتبر أكبر من تشتت درجات المجموعة الثانية نظراً لصغر متوسط المجموعة الأولى عن متوسط المجموعة الثانية . ولهذا فيمكن استخدام النسبة بين الانحراف المعياري والمتوسط لتعطي فكرة عن نسبة التغير . والنسبة بين الانحراف المعياري والمتوسط تسمى معامل الاختلاف وعادة ما تضرب $\times 100$ حتى يأتي الناتج في صورة نسبة مئوية .

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\bar{C}}{\bar{S}} \times 100$$

ولا تتوقف قيمة معامل الاختلاف على المقياس المستخدم ولا الوحدة المستخدمة أطوال أو أوزان أو أعمار أو ... أو مسافات . وحساب معامل الاختلاف مفيد في تصميم وتقييم التجارب حيث يمكن الاستفادة منه باستخدامه في الحكم على مدى نجاح التجربة بعد التوصل إلى نتائجها .

وهذا الأسلوب يخلصنا من الاعتماد على مقاييس التشتت المطلق مثل الانحراف المعياري ويتجه بنا إلى مقياس للتشتت النسبي هو معامل الاختلاف . وأحد عيوب معامل الاختلاف هو أنه يصبح عديم الفائدة عندما تكون قيمة المتوسط \bar{x} قريبة من الصفر.

مثال : مصنع لإنتاج وسائل إيضاح كهربية ينتج نوعين من الوسائل ومتوسط العمر الإنتاجي لهما بالساعة $\bar{x} = 1495$ ، $\bar{x} = 1879$ بانحرافين معياريين 284 ، 311 ما هي الوسيلة التي لها أكبر تشتت مطلق ؟ وما هي الوسيلة التي لها أكبر تشتت نسبي ؟

الحل : التشتت المطلق للوسيلة الأولى 284

والتشتت المطلق للوسيلة الثانية 311

إذن الوسيلة الثانية لها أكبر تشتت مطلق ، ولمعرفة التشتت النسبي نحسب معاملات الاختلاف .

$$\text{معامل الاختلاف للوسيلة الأولى} = \frac{s}{\bar{x}} \times 100$$

$$100 \times \frac{284}{1495} =$$

$$= 18,99\%$$

$$\text{معامل الاختلاف للوسيلة الثانية} = \frac{311}{1879} \times 100$$

$$= 16,55\%$$

وبهذا فإن الوسيلة الأولى لها أكبر تشتت نسبي

١٠ - الدرجة المعيارية : Standard Score

تعرف بأنها انحراف الدرجة عن متوسط الدرجات بالنسبة للانحراف المعياري، فالمعروف أن الانحراف المعياري يعطين عن المسافة بين كل درجة وأخرى ، وبالتالي يمكن الاستفادة منه في تحويل المقياس إلى مقياس فئوي (فاصل أو مسافة Interval) حين تصبح مسافات الدرجات عن المتوسط أو انحرافاتهما عنه مساوية في الواقع

لواحدات من الانحراف المعياري . وفي هذه الحالة يصبح من الممكن المقارنة بين مختلف المقاييس الفئوية أو الفاصلة على نحو مطلق بعيداً عن الدرجات الخام . إن تحويل الاختبار إلى مقياس فئة أو مسافة لا يحدث إلا إذا أصبحت الدرجات الخام أو انحرافات مضاعفات من مسافة ثابتة ، إن ذلك يتم عبر ما نطلق عليه الدرجة المعيارية التي تعطى بقانون صورته .

$$D = \frac{S - \bar{S}}{E}$$

حيث : D : الدرجة المعيارية

S : الدرجة الخام

\bar{S} : متوسط الدرجات

E : الانحراف المعياري للدرجات

والقيمة (D) تقيس الانحراف عن المتوسط بوحدات من الانحراف المعياري وهي لا تتأثر بالوحدات المستخدمة ، أطوال أو أوزان أو أعمار أو درجات تحصيل دراسي .

مثال : حصلت طالبة على درجة ٨٥ في الامتحان النهائي للرياضيات حيث جاء متوسط الطالبات اللاتي أدين معها نفس الاختبار ٧٤ بانحراف معياري ١٠ وحصلت في الامتحان النهائي للكيمياء على ٣٤ حينما كان متوسط الزميلات ٢٥ درجة بانحراف معياري ٦ ففي أي المقرر كانت درجة استيعابها أعلى ؟ وإذا جاء متوسط الزميلات في اللغة العربية ١٤٢ بانحراف معياري ١٧ وحصلت الطالبة على ١٢٠ . رتب درجات الاستيعاب للمقررات الثلاثة ؟

الحل : علينا ان نحسب الدرجة المعيارية في كل حالة .

في الرياضيات :

$$D = \frac{S - \bar{S}}{E}$$

$$1,10 = \frac{74 - 85}{10} = d$$

في الكيمياء :

$$1,50 = \frac{25 - 34}{6} = d$$

وعلى هذا فالطالبه استيعابها النسبي أعلى في الكيمياء .
أما في اللغة العربية :

$$\frac{142 - 120}{17} = d$$

$$1,29 = \frac{22 -}{17} = d$$

ومن خلال مقارنة الدرجات المعيارية في المواد الثلاث ، نلاحظ أن الكيمياء تأتي في المرتبة الأولى بينما اللغة العربية تأتي في المرتبة الثالثة .

لاحظ أن الإشارة السالبة لقيمة الدرجة المعيارية لمادة اللغة العربية تعنى إنها أقل من أى قيمة أخرى من الدرجات المعيارية السابقة ، حتى وأن بدت عددياً إنها أعلى

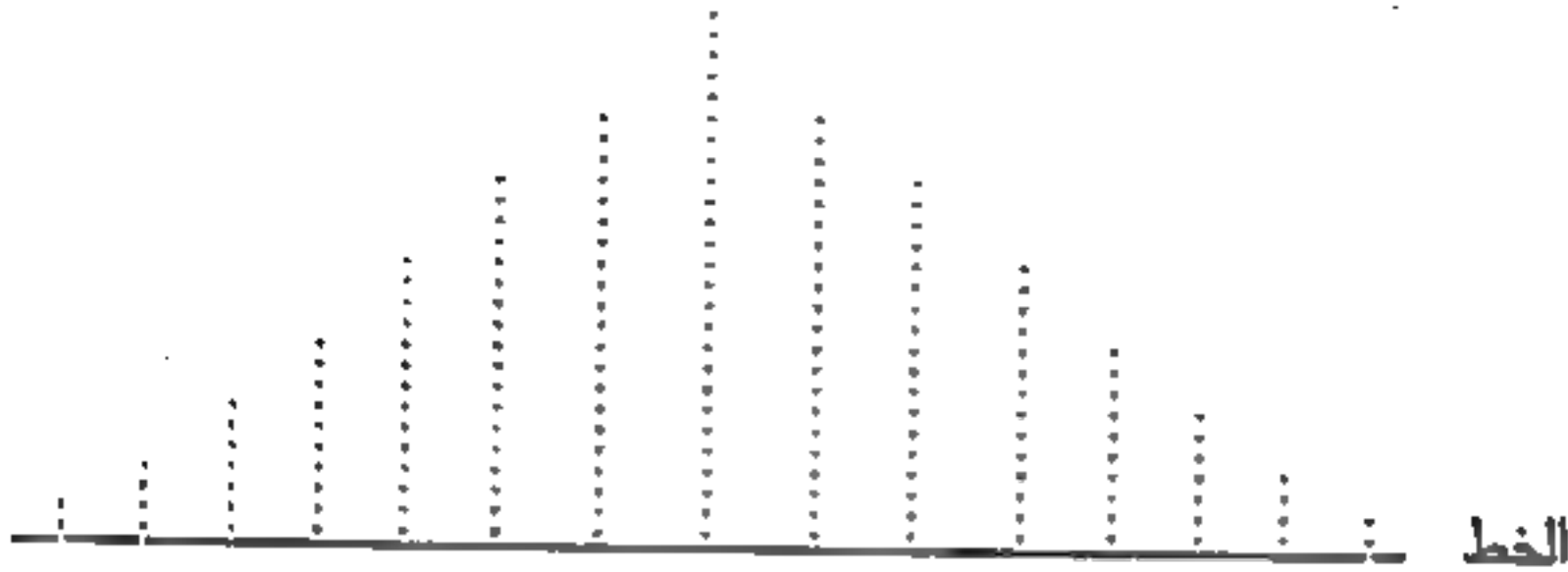
١١ - التوزيع الطبيعي والتوزيع الطبيعي المعياري

Normal Distribution and Standard Normal Distribution

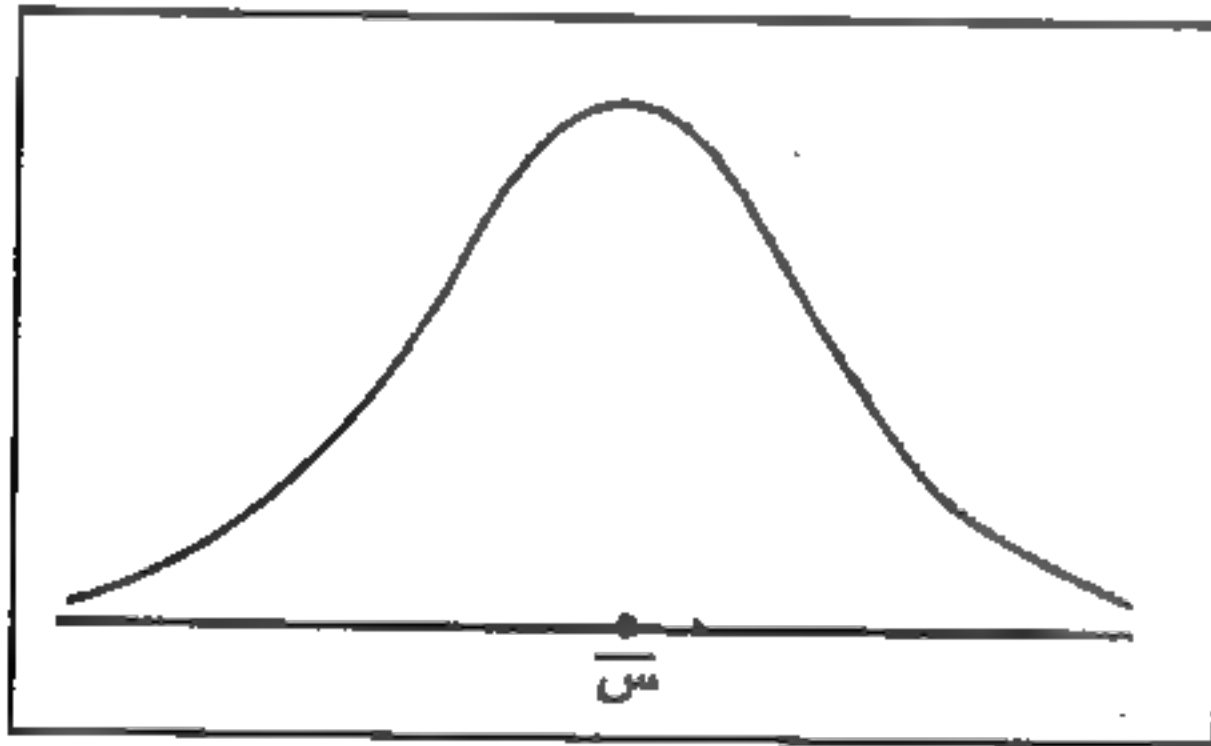
يعتبر التوزيع الطبيعي أو الذى نسميه الاعتدالى من أهم التوزيعات المتصلة Continuous Distribution ومن أهم التوزيعات الاحتمالية Probability فى علم الإحصاء لأنه يمثل كثيراً من الظواهر الطبيعية التى تقابلنا فى الحياة العملية مثل الأعمار والأطوال ودرجات الحرارة ودرجات الامتحان ونسب ذكاء الأطفال فى المرحلة الابتدائية وأخطاء القياسات .. وغيرها .

والتوزيع الطبيعي أو المنحنى الاعتدالى يبدو شكله إذا تصورنا عدداً كبيراً جداً من الناس ، مجتمعين ، ومصنفين تبعاً للطول . بحيث يقف ذوو الطول الواحد وراء بعضهم ، فعند الوسط ، أو قريباً منه حيث يظهر ذوو الطول المتوسط ، تطول الصفوف بعيداً إلى الخلف ، بينما تقصر الطوابير قرب نهايتى الخط الذى اصطفوا أمامه حيث يقف قصار القامة وطوال القامة ، حتى إنه عند أقصى نهايتى الخط ، قد نجد أن بعض

الأفراد لا يقف وراءهم أحد ومنظر هذه الصفوف (الطوابير) ، إذا نظرنا له من مكان مرتفع جداً أو من طائرة تعلو هذا الحشد من الناس يظهر بالصورة التالية :



ويسمى الشكل السابق المنحنى الاعتدالى أو الطبيعي ، وهذا الشكل يمكن أن نحصل عليه أيضاً إذا قسنا طول كل فرد بالفعل فنحصل على بيانات خاصة بأطوال هذا الحشد الكبير من الناس ونرسم هذه البيانات بيانياً بالطرق التى عرفناها فى الإحصاء الوصفى . والمنحنى الاعتدالى له أهمية كبيرة فى مجال الإحصاء فى العلوم الإنسانية وله تطبيقات لها أهميتها فى هذا المجال .



وهذا المنحنى يعطى بمعادلة توصل إليها العالم الألمانى جاوس على الصورة

$$d(s) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{s - \bar{s}}{\sigma} \right)^2}$$

حيث أن

$$-\infty < \bar{s} < \infty$$

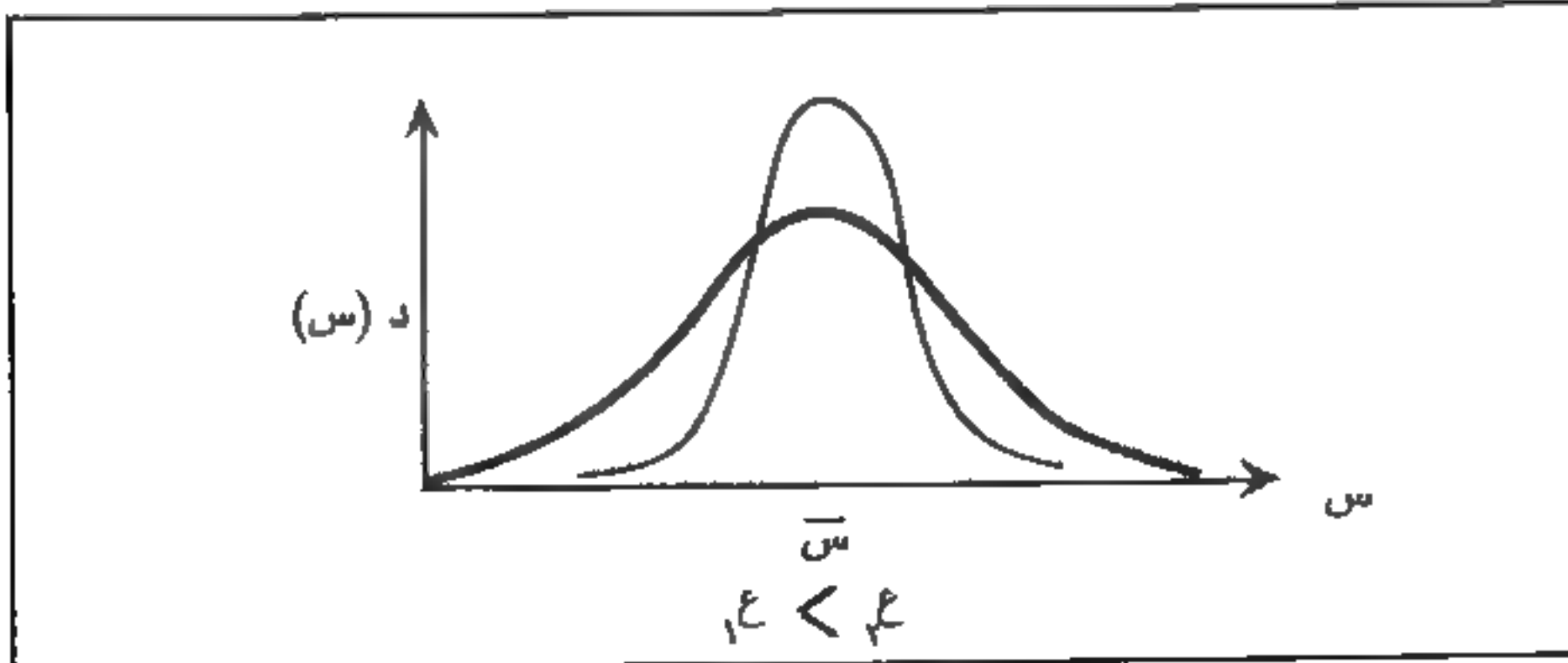
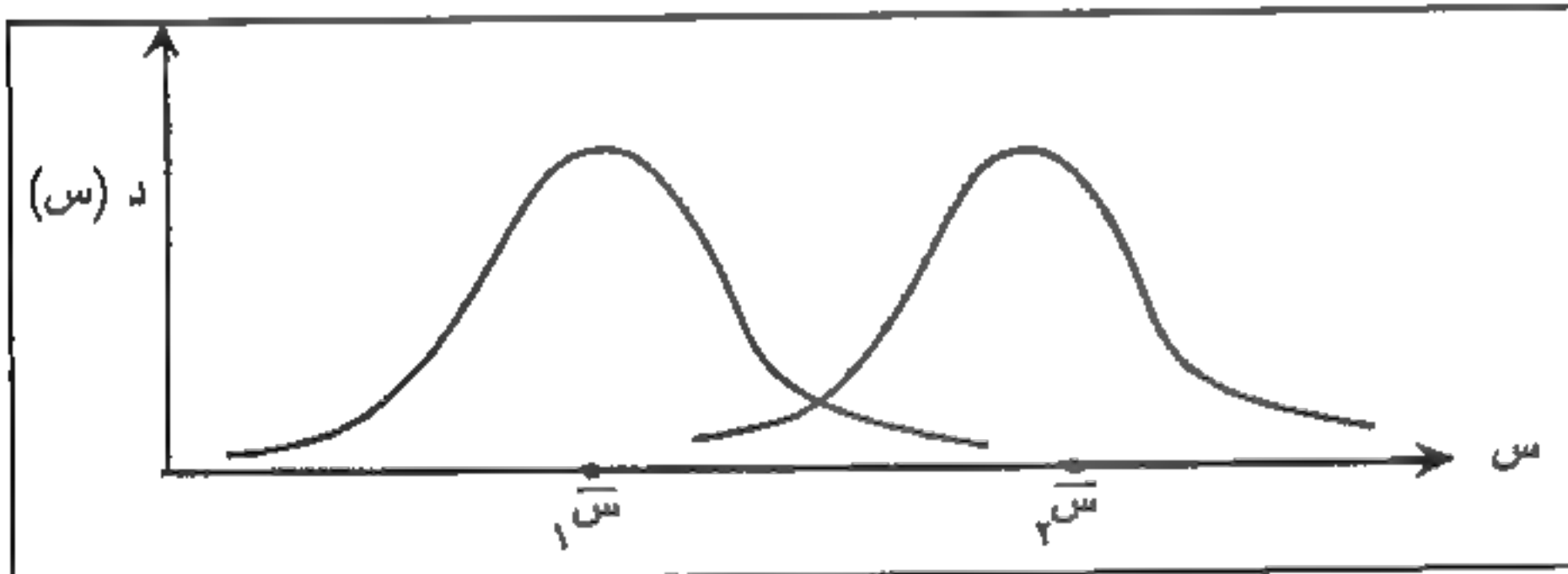
$$0 \leq c < \infty$$

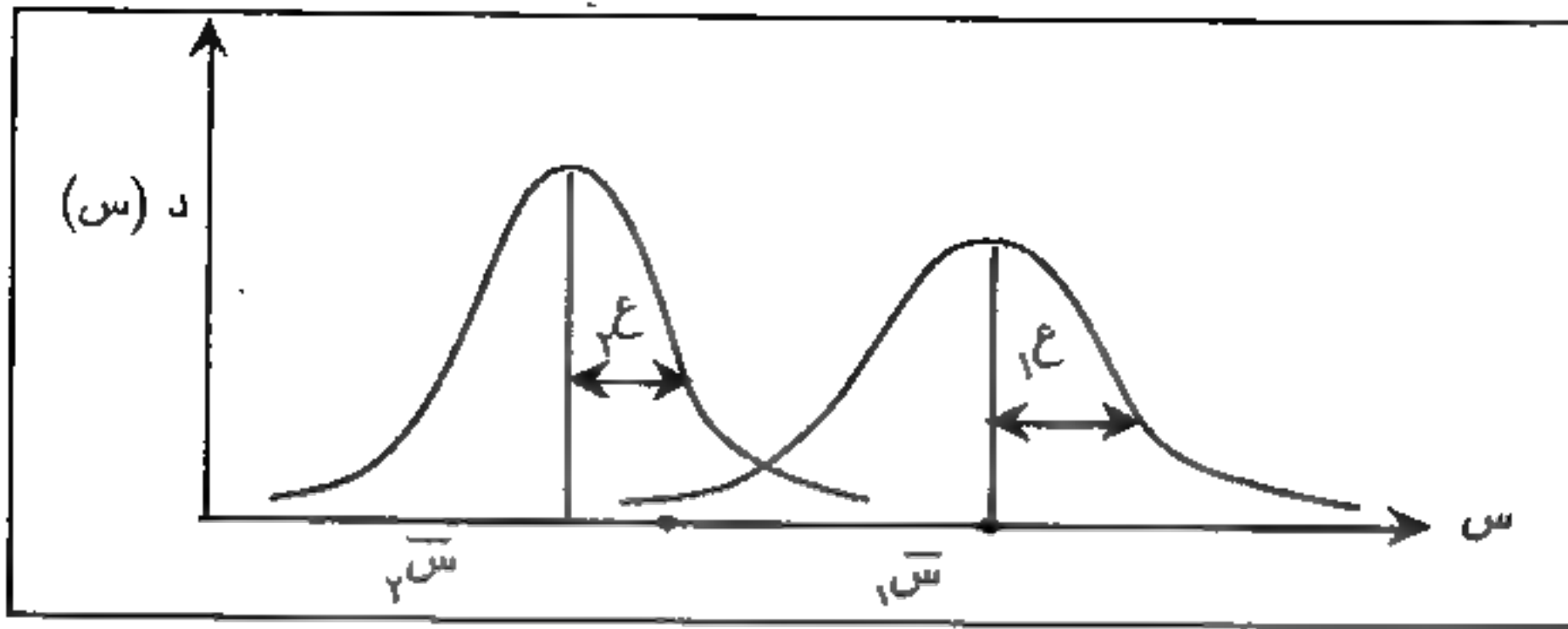
$$\mu = 3,14 \text{ مقدار ثابت}$$

$$\sigma = 2,72 \text{ مقدار ثابت}$$

وتستعمل هذه المعادلة في رسم المنحنى الطبيعي الذي يشبه شكل الجرس وهو متماثل حول العمود المقام على النقطة $s = \bar{s}$ ، ويتقارب من الصفر على الجهتين عندما $s \rightarrow \infty$ ، $s \rightarrow -\infty$.

أما \bar{s} فتعين مركز التوزيع وهي قيمة متوسط البيانات ، c تعين انحرافه المعياري . فإذا تحركت s إلى اليمين أو إلى اليسار انتقل مركز التوزيع فقط ولا يتغير شكل المنحنى ، أما إذا تغيرت c وبقيت \bar{s} نفسها فإن تشتت وتباعد المنحنى حول المركز يقل كلما صغرت c أما إذا تغيرت \bar{s} ، c فإن مركز التوزيع يتغير ، وتباعد المنحنى حول المركز يتغير كذلك . ويوضح ذلك الأشكال التالية :





ويمكن إجمال خواص التوزيع الطبيعي فيما يلي :

- ١- التوزيع الطبيعي متمائل حول العمود المقام على المتوسط $\bar{س}$ وشكله يشبه الجرس .
- ٢- للتوزيع الطبيعي قمة واحدة ، وبذلك فله منوال واحد وكذلك وسيط واحد ينطبق على $\bar{س}$.
- ٣- يتقارب طرفا منحنى التوزيع الطبيعي من الصفر عندما $س \rightarrow \infty$ ، $س \rightarrow -\infty$.
- ٤- المساحة أسفل منحنى التوزيع الطبيعي تساوي ١ واحد صحيح .
- ٥- هناك نسب معينة من المساحة الواقعة ضمن أى عدد من الانحرافات المعيارية عن المتوسط فيلاحظ أن :

٦٨ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة $(\bar{س} - ع, \bar{س} + ع)$

٩٥ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة $(\bar{س} - ١,٩٦ ع, \bar{س} + ١,٩٦ ع)$

٩٩ ٪ من أطوال الناس فى المثال السابق داخل الفترة $(\bar{س} - ٢,٥٨ ع, \bar{س} + ٢,٥٨ ع)$

وعندما نعبر عن المتغير $س$ فى معادلة التوزيع الطبيعي بدلالة

الدرجات المعيارية $د = \frac{س - \bar{س}}{ع}$ فإن المعادلة تتحول إلى شكل يسمى الصورة

القياسية أو المعيارية للتوزيع الطبيعي ، ونطلق عليه عندئذ التوزيع الطبيعي المعياري متوسطه صفر وانحرافه

$$ص = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$$

حيث متوسط الدرجات المعيارية صفر وانحرافها المعياري = ١
وعندها تكون نسب المساحة الواقعة ضمن أى عدد من وحدات الانحراف
المعيارية عن المتوسط كما هي إلا أن قيم ع = ١
ويتضح من منحنى التوزيع الطبيعي المعياري أن غالبية قيم (د) تقع داخل
الفترة (٣- ، ٣) وأنه نادرا ما نجد قيمة (د) خارج هذه الفترة . ويمكن إيجاد
قيمة الاحتمال (د) من جداول إحصائية حيث أن قيمة (د) تدل على احتمال أو
مساحة منظرية .

١٢ - الأخطاء المعيارية للإحصاءات وفترات الثقة :

Confidence Intervals

يزداد اقتراب إحصاءات العينات من بارامترات المجتمع الأصل ، كلما زاد عدد
أفراد تلك العينات ، حتى تنطبق تلك الإحصاءات على البارامترات عندما يصبح عدد
أفراد العينة مساويا لعدد أفراد المجتمع الأصل ، أى عندما تصبح العينة أصلا . وتزداد
ثقتنا في إحصاءات العينة كلما اقتربت من بارامترات المجتمع ، أو كلما كان تذبذبها
حول بارامترات المجتمع الأصل ضيقا . أو بمعنى آخر كلما كان انحرافها عن
بارامترات المجتمع الأصل صغيرا .

ويقاس هذا الانحراف بأهم مقاييس التشتت وهو الانحراف المعياري للمتوسطات
والإحصاءات الأخرى ، ونطلق على هذا الخطأ المعياري Standard Error ونستطيع أن
نحدد المدى الذى تقع فيه تلك الإحصاءات اعتمادا على تلك الأخطاء المعيارية التى
يمكن حسابها لكل إحصاءة ، لتحديد مدى ثقتنا فيها ، فالمدى الذى يمتد من - ع إلى
+ ع يختلف عن المدى الذى يمتد من - ٢ ع إلى + ٢ ع ... وهكذا نستطيع أن نستطرد
فى تحديد هذا المدى إلى المستوى الذى يقرر الثقة فى تلك الإحصاءات ، ويسمى ذلك
بحدود الثقة .

ويعطى آخر إنه لا يمكن مطلقاً التنبؤ بالبارامترات للمجتمع الأصل من معرفة الإحصاءات للعينة مهما أحكم اختيار تلك العينة . ولكن الباحث يستطيع أن يضع حدوداً للقيمة المتوقعة أو فترات في المجتمع الأصل ، ويقرن هذه الحدود بنسبة إحصائية تسمى نسبة الثقة .

فإذا أردنا نسبة ثقة ٦٨ % فإن لدينا ٣٢ % شك .

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٥ % فإن لدينا ٥ % شك .

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٩ % فإن لدينا ١ % شك .

إن التوزيع التكرارى للمتوسط مثلاً يميل إلى أن يكون اعتدالياً ، وبما أن المساحة الاعتدالية المحصورة بين - ع ، + ع أسفل هذا التوزيع الاعتدالى تساوى ٦٨ % تقريباً ، كما يدل جدول المساحات المعيارية . وبذلك تصبح المساحة الاعتدالية الباقية أسفل المنحنى ٣٢ % .

ومن هنا تكون النسبة بين المساحة أسفل المنحنى المحصورة بين - ع ، + ع إلى المساحة الباقية أسفل المنحنى هي :

$$٦٨\% : ٣٢\%$$

$$٢ : ١ \text{ أى}$$

أى أن نسبة احتمال وجود متوسط المجتمع الأصل فى هذا المدى إلى احتمال عدم وجوده فى هذا المدى ٢ : ١

ونستطيع أن نرتفع بحدود ثقتنا من ٦٨ % : ٣٢ % إلى ٩٥ % : ٥ % أى ٩٥ % ثقة إلى ٥ % شك أو نرفع حدود ثقتنا إلى ٩٩ % : ١ % أى ٩٩ % ثقة إلى ٥ % شك . ونعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالى التى تمتد من - ١ ع إلى + ١ ع تقريباً ٦٨ % .

نعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالى التى تمتد من ١,٩٦ ع إلى + ١,٩٦ ع تقريباً ٩٥ % .

ونعلم أن المساحة أسفل المنحنى الاعتدالى التى تمتد من - ٢,٥٨ ع إلى + ٢,٥٨ ع تقريباً ٩٩ % .

ونستطيع أن نرتفع بحدود الثقة من ٢ : ١ إلى ٩٥ : ٥ أى إلى ٩٥ % ثقة إلى ٥ % شك ، وذلك إذا ضربنا الخطأ المعيارى $1,96 \times$ لأن المساحة المعيارية التى تمتد من

١,٩٦- درجة معيارية إلى + ١,٩٦ درجة معيارية (أو انحراف معيارى فى المنحنى الاعتدالى) تساوى تقريباً ٩٥ ٪ من المساحة الكلية للمنحنى الاعتدالى المعيارى . وهكذا نرى أن المدى الذى يمتد من :

$$\text{المتوسط} \pm \text{الخطأ المعيارى} \times ١,٩٦$$

يجعل نسبة ثقتنا ٩٥ ٪ فى وجود المتوسط فى هذا المدى ودرجة الشك ٥ ٪ وعموماً فإن :

أ - الإحصاءة \pm الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٦٨ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ٣٢ ٪ شك .

ب- الإحصاءة $\pm ١,٩٦$ الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٩٥ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ٥ ٪ شك .

ج- الإحصاءة $\pm ٢,٥٨$ الخطأ المعيارى . تجعلنا أمام نسبة ثقة ٩٩ ٪ من وقوع الإحصاءة فى هذا المدى ، ١ ٪ شك .

وعلى هذا الأساس يستطيع الباحث أن يتنبأ بالحدين اللذين يقع بينهما المعلم الحقيقى . فإذا وصل باحث إلى أن العمر ٤٨ سنة هو متوسط أعمار الوفيات لعينة عشوائية من المتوفين ، فلا شك أنه توصل إلى إحدى القيم المحتملة لمتوسط أعمار الوفيات فى المجتمع الأصل ومن المحتمل أن يكون المتوسط قيمه أخرى تختلف عن ذلك ، ومدى بعد أو قرب القيم الأخرى عن المتوسط الحقيقى للمجتمع يتوقف على مدى الثقة التى يود الباحث أن يلتزم بها . فإذا قبل الباحث أن يتسامح بنسبة خطأ قدرها ٥ ٪ من الفرص المحتملة لجميع القيم التى يأخذها المتوسط ، فإن المدى الذى يحدده للمتوسط بناء على ما تقدم يكون :

$$٤٨ \pm ١,٩٦ \text{ الخطأ المعيارى للمتوسط}$$

وإذا قبل أن يتسامح فى ١ ٪ من الفرص المحتملة فإن المدى الذى يحدده للمتوسط بناء على ما تقدم يكون :

$$٤٨ \pm ٢,٥٨ \text{ الخطأ المعيارى للمتوسط}$$

وهكذا فإنه كلما قبل الباحث نسبة أقل من الخطأ فى الفرص المحتملة الحدوث كلما حدد مدى أكثر اتساعاً .

وقد كشفت الأبحاث الإحصائية عن الصور المختلفة للأخطاء المعيارية ، وفيما يلي القوانين التي انتهت إليها تلك الأبحاث :

١ - الخطأ المعياري للمتوسط S.E.Mean :

انتهت الدراسات إلى قياس الخطأ المعياري للمتوسط اعتماداً على الانحراف المعياري للعينه المختارة وعدد أفرادها بقانون على النحو التالي :

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \sigma_{\bar{x}}$$

حيث : $\sigma_{\bar{x}}$: الخطأ المعياري للمتوسط

σ : الانحراف المعياري للعينه

n : عدد أفراد العينه .

مثال : احسب الخطأ المعياري والمدى الذي يقع فيه المعلم للمجتمع الأصل إذا جاء

متوسط عينه حجمها ٢١٣ مفرصاً في الدخل الشهري $\bar{x} = ٣٢,٩٥$ دولاراً
بانحراف معياري قدره ٩,٤٧ .

الحل :

$$\begin{aligned} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} &= \sigma_{\bar{x}} \\ \frac{9,47}{\sqrt{213}} &= \\ \frac{9,47}{14,59} &= \\ &= 0,65 \end{aligned}$$

أي أن الانحراف المعياري لمتوسطات العينات التي تنتمي إلى المجتمع الأصل الذي اخترنا منه هذه العينه يساوي ٠,٦٥ ، وهو يعبر عن الخطأ المعياري لمتوسط هذه العينه .

ولمعرفة المدى الذي يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمكننا الاعتماد على واحدة أو أكثر من نسبة الثقة .

فإذا أردنا نسبة ثقة ٦٨ ٪ و ٣٢ ٪ شك فإن حدود المتوسط تصبح :

$$\bar{s} \pm \text{الخطأ المعياري}$$

$$32,90 \pm 1,60$$

أو

$$32,90 + 1,60 , 32,90 - 1,60$$

$$33,60 \text{ إلى } 32,30$$

أي أن متوسط المجتمع الأصل يمكن أن يمتد من :

$$32,30 \text{ إلى } 33,60$$

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٥ ٪ و ٥ ٪ شك فإن حدود المتوسط تصبح :

$$\bar{s} \pm \text{الخطأ المعياري المتوسط}$$

$$32,90 \pm 1,96 \times 1,60$$

أو

$$32,90 + 1,96 \times 1,60 , 32,90 - 1,96 \times 1,60$$

$$34,22 , 31,68$$

أي أن المدى الذي يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمتد من ٣١,٦٨ إلى ٣٤,٢٢

٢ - الخطأ المعياري للانحراف المعياري :

$$\frac{e}{\sqrt{n}} = e_e$$

حيث

e_e : الخطأ المعياري للانحراف المعياري

e : الانحراف المعياري للعينة .

n : عدد أفراد العينة .

مثال : في المثال السابق ، احسب الخطأ المعياري وحدود هذا الانحراف .

الحل :

$$\begin{aligned} \frac{ع}{\sqrt{ن}} &= ع \\ \frac{٩,٤٧}{\sqrt{٢١٣ \times ٢}} &= \\ \frac{٩,٤٧}{٢٠,٦٤} &= \\ &= ,٤٦ \end{aligned}$$

وإذا أردنا نسبة ثقة ٩٩% و ٥% شك فإن حدود الانحراف المعياري تكون :

$$\begin{aligned} ع \pm ٢,٥٨ \text{ الخطأ المعياري المتوسط} \\ ٩,٤٧ \pm ٢,٥٨ \times ,٤٦ \end{aligned}$$

أو

$$\begin{aligned} ٩,٤٧ + ٢,٥٨ \times ,٤٦ , \quad ٩,٤٧ - ٢,٥٨ \times ,٤٦ \\ ١,١٩ + ٩,٤٧ , \quad ١,١٩ - ٩,٤٧ \\ ١٠,٦٦ , \quad ٨,٢٨ \end{aligned}$$

أي أن المدى الذي يقع فيه متوسط المجتمع الأصل يمتد من ٨,٢٨ إلى ١٠,٦٦ .

٣ - الخطأ المعياري للوسيط :

واتضح أنه يقدر بـ $\frac{٥}{٤}$ من الخطأ المعياري للمتوسط .

$$\frac{ع}{\sqrt{ن}} = ع$$

حيث

ع : الخطأ المعياري للوسيط

ع : الانحراف المعياري للعينة

ن : عدد أفراد العينة .

٤ - الخطأ المعياري للنسبة :

إذا أجابت عينة مكونة ٨٧ طالبا على سؤال ، فانتضح أن ٦١ منهم جاءت إجاباتهم صحيحة ، ٢٦ جاءت إجاباتهم غير صحيحة .

$$\text{فإن نسبة الاستجابات الصحيحة أ} = \frac{٦١}{٨٧} = ,٧٠$$

$$\text{ونسبة الاستجابات الخاطئة ب} = \frac{٢٦}{٨٧} = ,٣٠$$

ويكون الخطأ المعياري للنسبة معطى بالقانون

$$\sqrt{\frac{أ \times ب}{ن}} = \text{١ع}$$

حيث

ع : الخطأ المعياري لنسبة الاستجابات الصحيحة

أ : نسبة الاستجابات الصحيحة

ب : نسبة الاستجابات الخاطئة .

ن : عدد أفراد العينة .

ويلاحظ أن نسبة الاستجابات الصحيحة + نسبة الاستجابات الخاطئة = ١

أى أن $أ + ب = ١$

ومن البيانات السابقة يكون :

$$\sqrt{\frac{,٣٠ \times ,٧٠}{٨٧}} = \text{١ع}$$

$$\sqrt{\frac{,٢١}{٨٧}} = \text{١ع}$$

$$\sqrt{,٠٠٢٤} =$$

$$\text{١ع} = ,٠٥$$

هذا ويتم تفسير هذا الخطأ المعياري على نفس الفكرة التى اعتمدنا عليها فى

تفسير الأخطاء المعيارية السابقة .

٥ - الخطأ المعياري لفروق المتوسطات :

التوزيع التكراري لفروق المتوسطات يميل إلى أن يكون اعتدالياً ، وبخاصة إذا كثر عدد أفراد كل عينة فأصبح ٣٠ فرداً فأكثر .

ويخضع الخطأ المعياري لفروق المتوسطات لنفس التفسيرات الإحصائية التي خضعت لها الأخطاء المعيارية السابقة .

وتختلف طريقة حساب الخطأ المعياري لفروق متوسطين تبعاً لكون العينتين مستقلتين (مثل عينة من الذكور وأخرى من الإناث) أو مترابطتين (مثلما نكرر تطبيق الاختبار على نفس العينة) . وسوف يتضح هذا المعنى أكثر فيما بعد .

ويحسب الخطأ لفروق متوسطين لعينتين مترابطتين من معادلة على الصورة التالية :

$$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\sigma_{\bar{X}_1}^2 + \sigma_{\bar{X}_2}^2 - 2r \times \sigma_{\bar{X}_1} \times \sigma_{\bar{X}_2}}$$

حيث

$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$: الخطأ المعياري لفروق متوسط العينة الأولى من العينة الثانية

$\sigma_{\bar{X}_1}$: الخطأ المعياري لمتوسط العينة الأولى $\frac{\sigma_{X_1}}{\sqrt{N}}$

$\sigma_{\bar{X}_2}$: الخطأ المعياري لمتوسط العينة الثانية $\frac{\sigma_{X_2}}{\sqrt{N}}$

r : معامل ارتباط درجات العينة الأولى بدرجات العينة الثانية
ويمكن كتابة المعادلة السابقة اختصاراً كما يلي :

$$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{\sigma_{X_1}^2 + \sigma_{X_2}^2 - 2r \times \sigma_{X_1} \times \sigma_{X_2}}{N}}$$

ويجب ملاحظة أن :

$\sigma_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$ هي نفسها $\sigma_{\bar{X}_2 - \bar{X}_1}$

حيث σ_{X_1} ، σ_{X_2} : الانحرافان المعياريان للعينتين الأولى والثانية على الترتيب .

N : حجم العينة أو عدد أزواج المشاهدات .

مثال : نفرض أن لدينا عينة من الأطفال بالصف الرابع الابتدائي ، أراد باحث تنمية القدرة اللغوية لديهم ، فأعد لذلك برنامجا عرضهم له ، وقد جمع الباحث بيانات عن هذه القدرة قبل البرنامج وبعده على النحو التالي :

عدد أطفال العينة ٤٥

متوسط درجات الأطفال قبل البرنامج = ٢٥,٧١ بانحراف معياري ٤,٢٠

ومتوسط درجات الأطفال بعد البرنامج = ٣٢,٤٥ بانحراف معياري ٣,٩٥

ومعامل الارتباط بين درجات الأطفال قبل التدريب ودرجاتهم بعد التدريب ٧٤,٠٠
احسب الخطأ المعياري لفرق المتوسطين .

الحل : علينا أن نحسب الخطأ المعياري قبل البرنامج ، وبعد البرنامج .

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{4.20}{\sqrt{45}}$$

$$= \frac{4.20}{\sqrt{45}} = 0.63$$

$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{3.95}{\sqrt{45}}$$

$$= \frac{3.95}{\sqrt{45}} = 0.59$$

$$\text{بما أن } \sigma_{\bar{X}} - \sigma_{\bar{X}} = \sqrt{\sigma_{\bar{X}}^2 + \sigma_{\bar{X}}^2 - 2 \times \sigma_{\bar{X}} \times \sigma_{\bar{X}} \times r}$$

$$= \sqrt{(0.59)^2 + (0.63)^2 - 2 \times 0.59 \times 0.63 \times 0.74} = \sqrt{0.55} = 0.74$$

أي أن الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين ٠,٧٤ .

وبذلك يصبح الانحراف المعياري لفرق متوسطي العينة اللتين أمكن سحبهما

من المجتمع الأصل هو ٠,٧٤ .

أما الخطأ المعياري لفرق متوسطين لعينتين غير مترابطتين (مستقلتين) يعطى من نفس المعادلة السابقة بعد وضع قيمة معامل الارتباط $r = 0$ إذن

$$\sigma_{\bar{x} - \bar{y}} = \sqrt{\sigma_{\bar{x}}^2 + \sigma_{\bar{y}}^2} \quad \text{للعينتين المستقلتين}$$

حيث

$\sigma_{\bar{x} - \bar{y}}$: الخطأ المعياري لفرق متوسط العينة الأولى من العينة الثانية

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} \quad \text{: الخطأ المعياري لمتوسط العينة الأولى}$$

حيث n حجم العينة الأولى

$$\sigma_{\bar{y}} = \frac{\sigma_y}{\sqrt{n}} \quad \text{: الخطأ المعياري لمتوسط العينة الثانية}$$

حيث n حجم العينة الثانية

٦- الخطأ المعياري لفرق الانحرافات المعيارية :

على نفس النحو السابق نجد أن هناك خطأ معيارياً لفرق الانحرافين المعياريين المترابطين وهناك خطأ معيارياً لفرق الانحرافين المعياريين المستقلين .
ففي حالة العينتين المترابطتين :

$$\sigma_{\bar{x} - \bar{y}} = \sqrt{\sigma_{\bar{x}}^2 + \sigma_{\bar{y}}^2 - 2r \times \sigma_{\bar{x}} \times \sigma_{\bar{y}}}$$

حيث

$\sigma_{\bar{x} - \bar{y}}$: الخطأ المعياري لفرق الانحرافين المعياريين $\sigma_{\bar{x}}$ ، $\sigma_{\bar{y}}$

$\sigma_{\bar{x}}$: الخطأ المعياري للانحراف المعياري σ_x

$\sigma_{\bar{y}}$: الخطأ المعياري للانحراف المعياري σ_y

r^2 : مربع معامل الارتباط بين درجات التطبيق الأول ودرجات التطبيق الثاني (العينة الأولى بالعينة الثانية)

ويمكن أن يكتب اختصاراً على النحو التالي :

$$\sqrt{{}_1\epsilon^2 + {}_2\epsilon^2 - {}_1\epsilon \times {}_2\epsilon \times {}_3\epsilon \times {}_4\epsilon} = {}_1\epsilon - {}_2\epsilon$$

ويكون الخطأ المعياري في حالة عينتين مستقلتين (غير مترابطتين) كما يلي :

$$\sqrt{{}_1\epsilon^2 + {}_2\epsilon^2} = {}_1\epsilon - {}_2\epsilon$$

حيث وضعنا $r^2 =$ صفر في قانون العينات المترابطة .

ملاحظة :

١- كان من المفروض أن نحسب قيم الأخطاء المعيارية اعتماداً على الانحرافات المعيارية للمجتمع الأصل ، ولما كان من الصعب أو من المتعذر غالباً معرفة بارامترات المجتمع الأصل ، فإن إيجاد قيمة لهذه الأخطاء ولو تقريبية تظل ذات فائدة وبخاصة إذا كان اختيار العينة أو العينات التي ستستخدم في حسابه قد تم على أسس علمية صحيحة . وهذا ما دفع العلماء إلى الاتفاق على أنه في حالة عدم معرفتنا بقيمة الانحراف المعياري للمجتمع الأصل ، فإننا نستعوض عنها بقيمة الانحراف المعياري للعينة عند حساب قيمة الخطأ المعياري ، ذلك الخطأ المعياري الذي يمثل قيمة الانحراف المعياري للإحصاءات المتناظرة من عينات مختلفة يمكن أن تسحب من المجتمع الأصل .

٢- هناك أخطاء معيارية أخرى مثل الخطأ المعياري لمعامل الارتباط والخطأ المعياري لنسبة الارتباط والخطأ المعياري لمعامل ارتباط الرتب والخطأ المعياري لمعامل الارتباط الثنائي ولمعامل الارتباط الرباعي وغيرها . وقد رأينا الاكتفاء بالأخطاء المعيارية التي سبق ذكرها نظراً ؛ لأنها هي مقدمات جوهرية لقضية الكتاب الحالي .

١٣ - الفروض الإحصائية : Statistical Hypothesis

تنقسم الفروض الإحصائية إلى قسمين : الأول فروض حول معلمات المجتمع Parametric Hypothesis والثاني فروض عن شكل دالة التوزيع Non Parametric Hypothesis .

وسوف نكتفى هنا بعرض فكرة الفروض حول معلمات المجتمع حيث هي محور اهتمامنا .

إن الفرض الإحصائي توقع ، أو تخمين ، أو ادعاء معين حول معلمة من معلمات المجتمع ويكون المطلوب التحقق أو اختبار صحة هذا التوقع .

فمثلاً توقع باحث أن نسبة المدخنين في المجتمع تساوي ٤٥٪ هو فرض إحصائي . وادعاء باحث أن متوسط استهلاك الخبز العادي يومياً للفرد في مدينة ما هو ٢,٨ رغيف هو فرض إحصائي ، وتخمين باحث أن متوسط ذكاء الذكور لا يختلف عن متوسط ذكاء الإناث هو أيضاً فرضاً إحصائياً والأسلوب الذي عن طريقه نستطيع الحكم على صحة الفرض الإحصائي نطلق عليه الاختبار الإحصائي للفرض Hypothesis Testing ، فالاختبار الإحصائي هو مجموعة قواعد يمكن بواسطتها قبول أو رفض الفرض . ومقدار ثقتنا في القرار الذي اتخذناه بالرفض أو القبول يسمى درجة الثقة ، كما أن مقدار الثقة في القرار الذي اتخذناه بالقبول أو الرفض يسمى نسبة شك أو مستوى دلالة أو مستوى معنوية .

وعادة يصاغ الفرض الإحصائي في صورة عدم وجود اختلاف أو عدم وجود علاقة ويسمى بالفرض الصفري Null Hypothesis ويرمز له بالرمز (H_0) أو (ف.ب) .

ففي مثال الذكاء لدى الذكور والإناث يكون :

ف.ب : لا توجد فروق بين الذكور والإناث في متوسط الذكاء . وإلى جانب الفرض الصفري (ف.ب) يوجد فرض بديل Alternative Hypothesis ويرمز له بالرمز (H_1) أو (ف.ب) وهذا الفرض يجب أن يكون صحيحاً في حالة عدم صحة (ف.ب) .

ثم يتم إجراء الاختبار الإحصائي وتكون نتيجته إما رفض (ف.ب) أو قبوله . فإذا كان القرار قبول (ف.ب) في مثال الذكاء ، فهذا يعني عدم وجود اختلاف بين متوسط الذكاء لدى الذكور ومتوسط الذكاء لدى الإناث ، وأن الفروق ناتجة عن الصدفة وليست حقيقية .

إن عدم رفض الفرض الصفري ليس معناه بالضرورة أن الفرض الصفري صحيح ، ولكن معناه أنه لا توجد مبررات تقودنا إلى عدم صحته . كما أن رفض الفرض الصفري يعنى أن الفرض الصفري خطأ . وللتأكد من صحته أو خطئه يلزمنا دراسة جميع أفراد المجتمع الأصل موضع البحث ، ويعتبر ذلك أمراً شاقاً ومكلفاً ، وهذا ما يدفعنا إلى دراسة عينة عشوائية مأخوذة من هذا المجتمع . فإذا جاءت نتائج العينة متفقة مع الفرض الصفري ، فإننا لا نستطيع رفضه ، وإذا كانت تختلف مع الفرض الصفري فإننا نرفضه .

وفيما يلي سوف نعرض الفرض الصفري و الفرض البديل للأمثلة التي سقناها في المقدمة .

ففي مثال التدخين : نفرض أن نسبة المدخنين هي A . فإن :

الفرض الصفري F_0 : $A = 45\%$.

والفرض البديل F_1 : $A \neq 45\%$.

وفي مثال استهلاك الخبز العادي : نفرض أن متوسط استهلاك الفرد اليومي

\bar{S} فإن :

الفرض الصفري F_0 : $\bar{S} = 2,8$ رغيف .

والفرض البديل F_1 : $\bar{S} \neq 2,8$.

وفي مثال الذكاء : نفرض أن متوسط ذكاء الذكور \bar{S}_1 ومتوسط ذكاء الإناث

\bar{S}_2 فإن :

الفرض الصفري F_0 : $\bar{S}_1 = \bar{S}_2$.

والفرض البديل F_1 : $\bar{S}_1 \neq \bar{S}_2$.

ملاحظة : الفرض البديل في كل من الحالات السابقة يمكن أن يأخذ شكلاً آخر

ففي مثال التدخين يمكن أن يكون الفرض البديل F_1 : $A < 45\%$

وفي مثال الخبز يمكن أن يكون الفرض البديل F_1 : $\bar{S} > 2,8$

وفي مثال الذكاء يمكن أن يكون الفرض البديل F_1 : $\bar{S}_1 < \bar{S}_2$

١٤- خطأ نمط (١) وخطأ نمط (٢) : Type 1 Error Type 2 Error

إن صدق النتائج التي نحصل عليها من العينة يتوقف على درجة تمثيلها للمجتمع الأصل الذي سحبت منه . وحيث إننا نرتضى عينة لبحثنا فإننا مضطرون لقبول ما تأتي به العينة . لأننا لا نملك إلا أن نأخذ بصحة المعلومات أو البيانات التي وفرتها لنا ونستخدم ذلك في الحكم على الفرض الخاص بالمجتمع ككل .

ومن ثم يتضح أن أى حكم أو قرار نتخذه بصدد الفرض الصفري يحتمل الصحة أو الخطأ . ونكون بذلك أمام أربعة بدائل :

١- أن يكون الفرض الصفري صحيحاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بصحته فإننا نقبله ويكون القرار سليماً ، أو الحكم صائباً .

٢- أن يكون الفرض الصفري خاطئاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بصحته فإننا نقبله ويكون القرار خاطئاً أو الحكم غير صائب ونسمى الخطأ فى هذه الحالة بالخطأ نمط (٢) أى أن الخطأ نمط (٢) يعنى قبول الفرض الصفري بينما هو فى واقع الأمر خاطئ .

٣- أن يكون الفرض الصفري صحيحاً ، وتأتى النتائج من العينة غير مؤيدة ، فإننا نرفضه ويكون القرار خاطئاً ، والحكم غير صائب ونسمى الخطأ فى هذه الحالة بالخطأ نمط (١) ، أى أن الخطأ نمط (١) يعنى رفض الفرض الصفري بينما هو فى واقع الأمر صحيح .

٤- أن يكون الفرض الصفري خاطئاً ، وتأتى نتائج العينة تقول بخطئه ، فإننا نرفضه ويكون القرار صائباً أو الحكم سليماً .

ويمكن لنا تلخيص ما سبق على النحو التالى :

القرار	الفرض الصفري	
	ف . صحيح	ف . خطأ
قبول الفرض الصفري	قرار صائب	خطأ من النوع الثانى نمط (٢)
رفض الفرض الصفري	خطأ من النوع الأول نمط (١)	قرار صائب

والهام هذا ليس التعرف فقط على مثل هذه الأخطاء ، بل أيضا التعرف على ما يجب أن نفعله للتقليل من أحجام هذه الأخطاء ، حيث أن التخلص منها تماماً أمر متعذر.

١٥ - مستوى الدلالة Level of Significance

عند اختبار الفرض الصفري ضد الفرض البديل علمنا أننا نكون أمام أربعة حالات أو أربعة بدائل .

واحتمال الوقوع في الخطأ نمط (١) (رفض الفرض الصفري وهو صحيح) يسمى مستوى الدلالة ويسمى أحيانا بحجم منطقة الرفض Size of Rejection Region ويرمز له بالرمز α (تقرأ ألفا) .

أي أن α = احتمال رفض الفرض الصفري وهو صحيح
واحتمال الوقوع في الخطأ نمط (٢) (قبول الفرض الصفري وهو خطأ) يرمز له بالرمز β (نقرأ بيتا) .

أي أن β = احتمال قبول الفرض الصفري وهو خطأ .
وما يهمنا - كما سبق أن ذكرنا - هو تصغير كل من الخطأين α و β معا في وقت واحد وهذا صعب ، مما جعل الإحصائيين يلجأون إلى تثبيت α (الذي نسميه مستوى الدلالة) عند ٠,٠٥ ، أو ٠,٠١ ، أو ٠,٠٠١ . فإذا أخذنا $\alpha = ٠,٠٥$ ، فهذا يعنى احتمال الوقوع في خطأ من النمط (١) (رفض الفرض الصفري وهو صحيح) فى المتوسط من بين ١٠٠ حالة نجد أن ٩٥ حالة منها يكون القرار سليما والخمس حالات الباقية يكون القرار غير سليم .

ويمكن أن نلخص ما سبق على النحو التالى :

الفرض الصفري القرار	ف . صحيح	ف . خطأ
	قرار صائب	خطأ نمط (٢) الاحتمال β
قبول الفرض الصفري	الاحتمال $١ - \alpha$	
رفض الفرض الصفري	خطأ نمط (١) الاحتمال α	قرار صائب الاحتمال $١ - \beta$

والقيمة $1 - \beta$ تعبر عن قوة الاختبار الاحصائي Power of Statistical test ،
فقوة الاختبار تعنى قدرة الاختبار على رفض الفرض الصفري عندما يكون فى حقيقة
الأمر خاطئاً ، وتكون تلك القوة فى صورة احتمال تعتمد قيمته على احتمال ارتكاب
الخطأ نمط (٢) ويلاحظ أنه كلما ازداد حجم β انخفض مقدار قوة الاختبار .
وقوة الاختبار كمقدار تتراوح بين صفر ، ١ وتعتبر قوة الاختبار مقبولة فى
البحوث الإنسانية حين تكون بين ٠,٤٠ و ٠,٦٠ ويرى Cohen أن القوة الاختبارية
التي تقل عن ٠,٥٠ غير مقبولة .

١٦ - اختبار الفرض :

لاختبار صحة الفرض الصفري ، وجب علينا التوصل إلى إحصاءة سوف
نتعرف عليها فيما بعد مثل (R أو T - ف أو F - ك أو X^2) من خلال
عدد من المشاهدات استخلصت من عينة عشوائية ، ويمكن التوصل لأكثر من إحصاءة
من خلال عدد من المشاهدات استخلصت من عدد من العينات العشوائية المناظرة .

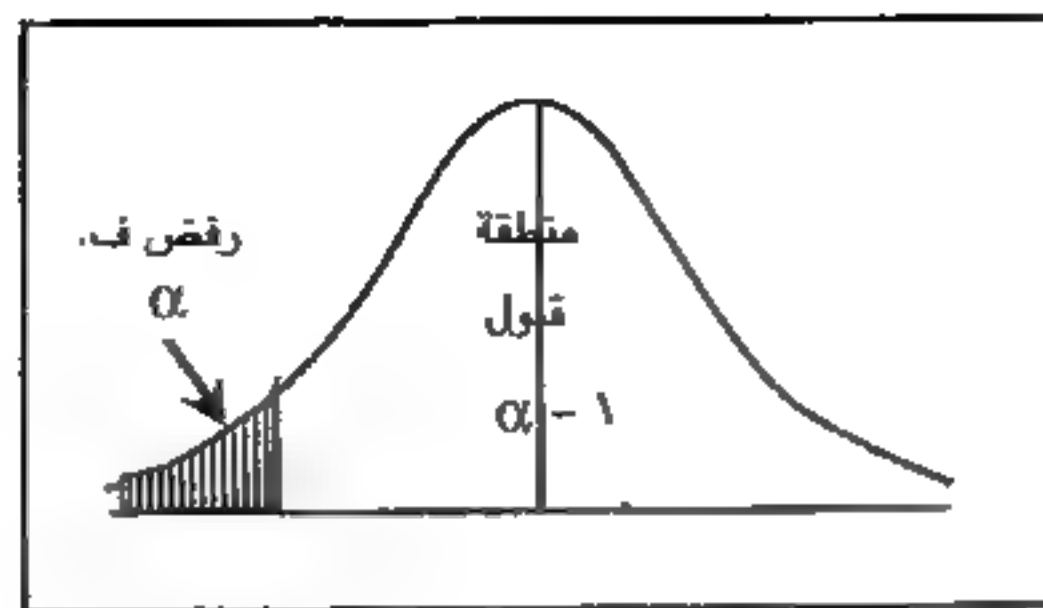
وعند الحصول على إحصاءة تمثل تقديراً لأحد معلمات المجتمع والتي يدور
حولها الفرض الصفري ، فعادة ما يكون توزيع هذه الإحصاءة معلوماً . وتقسم القيم
الممكنة للإحصاءة إلى قسمين : الأول يسمى منطقة قبول الفرض الصفري وهى
المنطقة التي يكون احتمال حدوث قيم الإحصاءة فيها كبيراً ($1 - \alpha$) حيث يكون
الفرض الصفري صحيحاً ، والثانى يسمى منطقة رفض الفرض الصفري وهى التي
يكون فيها احتمال حدوث قيم الإحصاءة صغيراً أو نادراً (α) عندما يكون الفرض
الصفري صحيحاً .

ففى مثال التدخين السابق يمكن صياغة الفرض الصفري والفرض البديل كما
يلى :

ف : $\alpha = 5\%$

ف : $\alpha > 5\%$

إن منطقة رفض الفرق الصفري وقيمتها (α) توضحها المساحة المظللة على
يسار المنحنى .

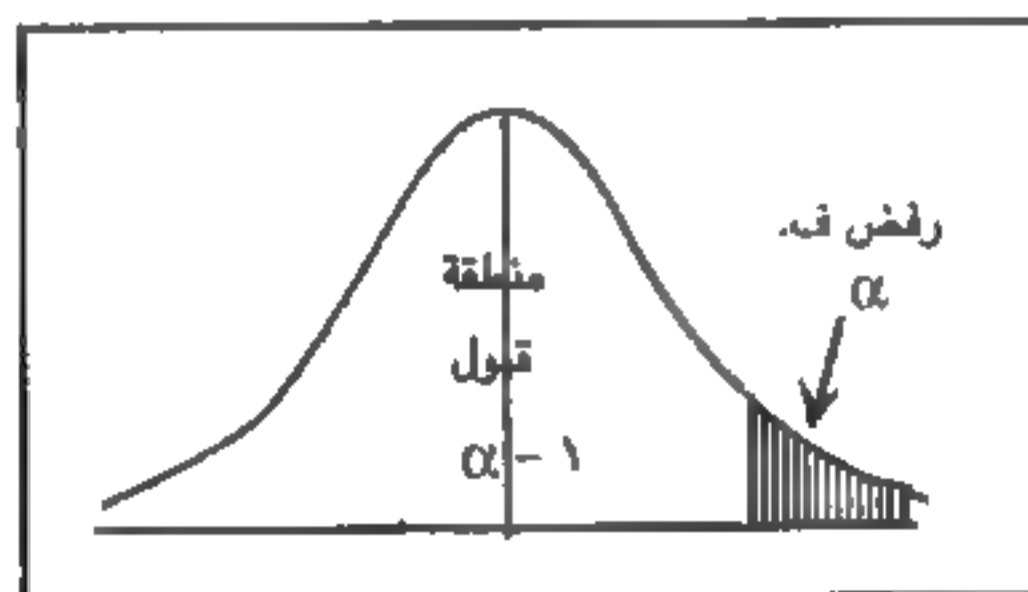


وفي مثال الخبز السابق يمكن صياغة الفرض الصفري البديل كما يلي :

$$F_0 : \bar{S} = 2.8$$

$$F_1 : \bar{S} < 2.8$$

إن منطقة رفض الفرض الصفري وقيمتها (α) توضحها المساحة المظللة على يمين المنحنى .



وفي الشكلين السابقين يقال أن الفرض البديل موجه ونقارن القيم المحسوبة من القانون الإحصائي مع توزيع احتمالي خاص يسمى اختبار ذو النهاية الواحدة أو الذيل الواحد One Tail Test .

وفي مثال الذكاء السابق جاءت صياغة الفرض الصفري والفرض البديل كما

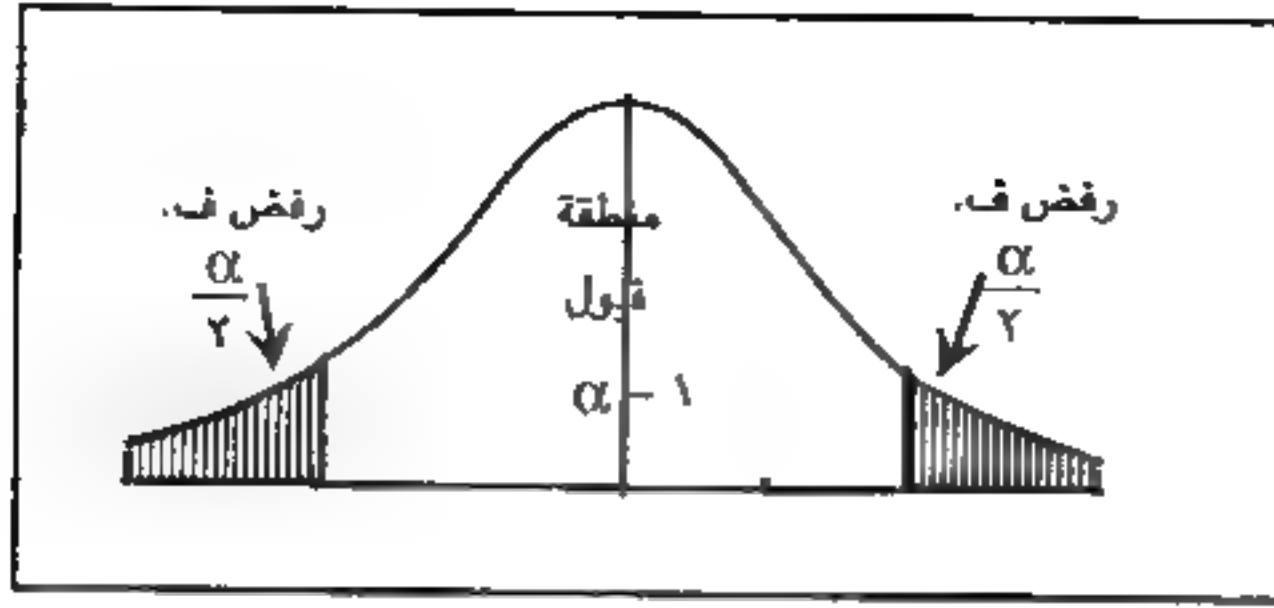
يلي :

$$F_0 : \bar{S}_1 = \bar{S}_2$$

$$F_1 : \bar{S}_1 \neq \bar{S}_2$$

وبلاحظ هذا أن الفرض البديل لا يرجح أحد إلى طرفي التوزيع أو أحد الذيلين،

ولذلك فمنطقة الرفض تكون على جهتي التوزيع كما يظهر من الشكل التالي :



١٧ - اتخاذ القرار :

وإذا وقعت قيمة الإحصاء المستخرجة من العينة مثل الإحصاء T أو الإحصاء F أو F في منطقة رفض الفرض الصفري (المنطقة المظلمة) في الأشكال السابقة ، فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل . أما إذا وقعت قيمة الإحصاء في منطقة قبول الفرض الصفري (المنطقة غير المظلمة) في الأشكال السابقة ، فإننا لا نستطيع رفض الفرض الصفري ولكن يجب أن نرفض الفرض البديل .

ولمعرفة ما إذا كانت الإحصاء المستخرجة لها دلالة إحصائية أم لا ، فقد أعدت جداول إحصائية (سوف نتعرف عليها فيما بعد) خاصة بكل إحصاء يمكن الرجوع إليها لتحديد دلالة ما توصلنا إليه . وفي العادة تتم قراءة محتويات الجدول وفق مستويات الدلالة وباستخدام ما يطلق عليه درجات الحرية . وعادة تكون درجات الحرية بدلالة عدد الأفراد في العينة أو في العينات أو عدد العينات ... ولكل اختبار دلالة طريقته الخاصة في تحديد درجات الحرية الخاصة به ، وسوف يتضح ذلك عند عرض كل نوع .

١٨ - نظرية شيبشيف Chebyshev 's Theory

عند دراسة متغير عشوائي ، فإنه ليس كافياً معرفة القيم الممكنة له فقط . فليس من الهام فقط معرفة قيمة نسبة ذكاء تبعد عن متوسط ذكاء مجتمع بمقدار معين أو قيمة متوسط القلق لدى عينة من المراهقين إذا علم متوسطه في مجتمع المراهقين ، ولكن قد يكون المرغوب معرفة السلوك الاحتمالي لهذه القيم وغيرها . ومن المعروف أن التباين أو الانحراف المعياري (ع) لأي توزيع احتمالي لمجتمع يقيس مقدار التشتت وانتشار القيم حول متوسط ذلك المجتمع .

فإذا كانت قيمة الانحراف المعياري صغيرة ، فإن احتمال الحصول على قيمة \bar{s} أو \bar{s} قريبة من متوسط المجتمع تكون كبيرة جداً .

وا احتمال الحصول على قيمة \bar{s} أو \bar{s} لعينة بحيث أن هذه القيم لا تبعد إلا بمقدار صغير أقل من أو يساوي f تكون كبيرة بحيث أن :
احتمال الحصول على قيمة \bar{s} تبعد بمقدار صغير أقل من أو يساوي

$$f \leq 1 - \frac{e^2}{f^2}$$

عندما $f < e$

وا احتمال الحصول على قيمة \bar{s} تبعد بمقدار صغير أقل من أو يساوي

$$f \leq 1 - \frac{e^2}{n \times f^2}$$

$$\text{عندما } f < \frac{e}{\sqrt{n}}$$

حيث e : الانحراف المعياري للمجتمع وإذا لم يتوفر يؤخذ للعينة .

f : الفرق بين القيمة المطلوبة ومتوسط المجتمع عددياً (القيمة المطلقة أو قيمة الفرق بدون إشارة) .

n : عدد أفراد العينة .

مثال : إذا كان متوسط ذكاء تلاميذ المرحلة الابتدائية ١٠٢,٣ بانحراف معياري ٨,٦ .

فإذا اخذت عينة من ٤٩ تلميذاً أوجد احتمال انحراف متوسط تلك العينة عن متوسط ذكاء المجتمع بأقل من أو يساوي ٣ .

الحل : $e = ٨,٦$ ، $n = ٤٩$ ، $f = ٣$

بما أن احتمال الحصول على قيمة \bar{s} تبعد بمقدار أقل من أو يساوي

$$f \leq 1 - \frac{e^2}{n \times f^2}$$

$$\leq 1 - \frac{(٨,٦)^2}{(٣)^2 \times ٤٩}$$

$$\frac{73,96}{441} - 1 \leq$$

$$,17 - 1 \leq$$

$$83 =$$

من المفيد توجيه الانتباه إلى أن الاحتمال الذي حسبناه ، يمكن أن يستنتج من القيمة Z التي تحسب لمعرفة دلالة الفروق بين عينة ومجتمع معلوم تباينه ، على أن نحول قيمة Z إلى مساحة أسفل المنحنى الطبيعي ، وهو ما سوف يتضح أكثر فيما بعد عن عرضنا لهذه الفكرة .

١٩ - نسبة التغير Change Ratio

وهو نوع من النسب يستخدم في حالة مرور فترة زمنية بين قيمة ونظيرتها مثلما يحدث لمفهوم الذات قبل وبعد برنامج أعد لهذا الغرض ومثلما يحدث للدخل القومي قبل وبعد برنامج للإصلاح الاقتصادي ، ونريد معرفة ما حدث من زيادة أو نقص .

فنسبة التغير هنا يعبر عنها بأنها النسبة بين فرق التقدير خلال فترتين (فترة ما قبل البرنامج ، فترة ما بعد البرنامج) إلى التقدير في البداية (فترة ما قبل البرنامج) مع الضرب $\times 100$ حتى لا تبدو في صورة رقم كسرى ، بل على شكل نسبة مئوية للتسهيل . وتأتي هذه النسبة بإشارة موجبة في حالة الزيادة وإشارة سالبة في حالة النقص ، ويجب ملاحظة أن التقديرين خلال فترتين ربما كان في صورة متوسطين أو كان في صورة تكرارين أو في صورة نسبتين مئويتين . ويمكن الحصول على نسبة التغير من القانون

$$ن . غ = \frac{ق_2 - ق_1}{ق_1} \times 100$$

حيث ن . غ : نسبة التغير

ق_١ : التقدير في الفترة الأولى (التقدير الأول)

ق_٢ : التقدير في الفترة الثانية (التقدير الثاني) .

مثال : عدد التلاميذ المقبولين بالمدرسة الابتدائية في محافظة ما هو ٣٥٠٠٠ عام ١٩٩٠م وأصبح ٤٥١٧٣ في عام ١٩٩٤م ، ما هي نسبة الزيادة ؟

$$ن . غ = \frac{ق_٢ - ق_١}{ق_١} \times ١٠٠$$

$$١٠٠ \times \frac{٤٥١٧٣ - ٣٥٠٠٠}{٣٥٠٠٠} =$$

$$= ٢٩,٠٧ \%$$

٢٠ - معامل الالتواء ومعامل التفرطح

معامل الالتواء Skewness:

للحكم على شكل توزيع البيانات ، نستخدم معامل الالتواء ، حيث نعرف منه مدى ابتعاد التوزيع التكرارى أو المنحنى التكرارى عن التوزيع الاعتدالى . فيدل معامل الالتواء على درجة تماثل المنحنى . فإذا كان التوزيع التكرارى غير متماثل حول متوسطه الحسابى ، نجد أن أحد طرفى المنحنى أطول من الطرف الآخر ، ويقال أن المنحنى ملتو .

فإذا كان طرف المنحنى من الجهة اليمنى أطول من طرفه فى الجهة اليسرى أى أن تكرارات القيم الكبيرة أقل ، أى المنحنى يميل إلى القيم الصغيرة ، فإننا نقول أن المنحنى موجب الالتواء ، أما إذا كان طرف المنحنى من الجهة اليسرى أطول من طرفه من الجهة اليمنى ، أى أن تكرارات القيم الصغيرة أقل ، أى المنحنى يميل إلى القيم الكبيرة ، فإننا نقول أن المنحنى سالب الالتواء .

وقد علمنا فيما سبق علاقة اعتبارية تربط مقاييس النزعة المركزية هي :

$$ل = ٣ ط - ٢ س$$

وفى حالة كون قيمة المتوسط الحسابى أكبر من الوسيط والمنوال ، يكون التوزيع ملتو إلتواء موجب ، وفى حالة كون قيمة المنوال أكبر والوسيط أكبر من المتوسط يكون التوزيع ملتو إلتواء سالباً .

ونحسب معامل الالتواء من أحد القوانين الآتية :

$$\text{معامل الالتواء} = \frac{٣ (س - ط)}{ع}$$

وتتراوح قيمة معامل الالتواء الناتجة من هذا القانون بين + ٣ ، - ٣ وكلما اقتربت قيمة معامل الالتواء من الصفر كنا أمام منحنى أقرب إلى الاعتدالية .

$$\text{س} - \text{ط} \\ \text{وهناك قانون معامل الالتواء} = \text{—————}$$

ع

وتتراوح قيمة معامل الالتواء الناتجة من هذا القانون بين + ١ ، - ١ وكلما اقتربت قيمة معامل الالتواء من الصفر كنا أمام منحنى أقرب إلى الاعتدالية . وهناك معادلة لحساب معامل الالتواء أكثر دقة ويعتمد عليها في حزمة البرامج المشهورة Spss وهذه المعادلة هي :

$$\text{معامل الالتواء} = \frac{\text{مد (س - س)}^2}{\text{ع}^3} \times \frac{1}{\text{ن}}$$

كما أن هناك معادلة أخرى لحساب معامل الالتواء حينما لا تتوفر قيمة للانحراف المعياري هي :

$$\text{معامل الالتواء} = \frac{\text{الرابع الثالث} + \text{الرابع الأول} - 2 \text{ط}}{\text{الرابع الثالث} - \text{الرابع الأول}}$$

وتتراوح قيمة معامل الالتواء بين + ١ ، - ١ بالمعادلتين السابقتين .

ملاحظة (١) :

قيمة معامل الالتواء تتراوح بين + ٣ ، - ٣ طبقاً للقانون المستخدم مثلما نرى في القانون الأول .

وقيمة معامل الالتواء تتراوح بين + ١ ، - ١ عند استخدام القانون الأخير مثلاً باستخدام الارباعيات .

معامل التفرطح Kurtosis :

ان درجة تحدب المنحنى عند قمته مقارنة بالمنحنى الاعتدالي يشير إلى كون المنحنى أكثر دموماً من أعلى أو مدبباً Leptokurtice أو أكثر تسطحاً أو تفرطحاً Platykurtic . ويحسب معامل التفرطح بالقانون :

$$\text{معامل التفرطح} = \frac{\text{نصف المدى الربيعي}}{\text{—————}}$$

المئيني ٩٠ - المئيني ١٠

وعلينا مقارنة القيمة الناتجة بالقيمة المشهورة ٢٦٣ ، وهي قيمة معامل تفرطح المنحنى الطبيعي .

مثال :

إذا كانت قيمة نصف المدى الربيعي ٦,٣٦ ، وقيمة المئيني العاشر = ٣٤,٥٤ وقيمة المئيني التسعين = ٥٨,٢٥٠ فما قيمة معامل التفرطح .
الحل :

$$\begin{array}{r} 6,36 \\ \hline \text{معامل التفرطح} = \frac{6,36}{34,54 - 58,25} \\ \hline 23,71 \\ \hline = 0,268 \end{array}$$

وهي قيمة متقاربة مع معامل تفرطح المنحنى الطبيعي المشهور ٢٦٣ ،
ملاحظة : معامل الالتواء أكثر أهمية من معامل التفرطح . ولذلك يلزم اختبار لدلالة التوزيع من القانون .

معامل الالتواء

$$\frac{\sqrt{n}}{6} \div n$$

٢١ التحويلات : Transformations

من شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي البارامترى التأكد من اعتدالية توزيع البيانات . فإذا كانت هذه البيانات ملتوية فلا يجب استخدام هذه الأساليب البارامترية معها ، ومن المناسب إما اللجوء إلى الإحصاء اللابارامترى المناسب أو إجراء تحويلات احصائية وهناك من الباحثين الذين يعتمدون على نوع التحويلة طبقاً لشدة التواء التوزيع كما يلي :

مع مراعاة كون القانون المستخدم لحساب معامل الالتواء يعطي نتيجة تتراوح بين ٣+ ، ٣- أو نتيجة تتراوح بين ١+ ، ١- كما سبق الإشارة علينا أن نأخذ النسبة

المثوية لهذه النتيجة ونقرر :

١ - استخدام تحويله الجذر التربيعي (\sqrt{s}) لدرجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع متوسطة أى بين ٥٠% و ٦٠% .

٢ - استخدام تحويله لوغاريتم (لوس) لدرجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع مرتفعة أى بين أكثر من ٦٠% و ٧٠% .

٣ - استخدام تحويله مقلوب قيمة ($\frac{1}{s}$) لدرجة كل مفحوص : إذا كانت قيمة معامل الالتواء للتوزيع شديدة أى أكثر من ٧٠% .

وذلك بخصوص استخدام أساليب احصائية فى مجال تصميم التجارب موضع

وحتى. يأتى تحليل التباين مبيناً على أساس علمى صحيح ، فقد يتطلب الأمر إجراء تحويله على البيانات المعطاة ، وذلك قبل إجراء تحليل التباين عليها ويهدف الاقتراب من تجانس البيانات واعتدالية التوزيع والابتعاد عن شكل البيانات التى تأتى عند رسمها ملتوية Skewed أو نحيلة القمة Leptokurtic أو مفرطحة Platykurtic وهناك العديد من التحويلات تستخدم كل منها إذا توفرت شروط محددة . وقد اهتم بهذه الفكرة Bartlett مع منتصف الثلاثينات وجاءت اقتراحات Freeman and Tukey مع منتصف هذا القرن وكذلك اراء Mosteller and Bush و Box .

وفى هذا الشأن سوف نعرض لإسهامات Kirk و Broota الأكثر دقة فى هذا الجانب .

١- تحويله الجذر التربيعى Square Root Transformation

إذا توفرت بيانات أو درجات لكل مجموعة (عينة) من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط والتباين والانحراف المعياري واتضح أن تباينات درجات المعالجات (المجموعات المختلفة) متناسبة مع متوسطاتها فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويلاً إلى س كما يلى :

$$\left\{ \begin{array}{l} \sqrt{s} = \sqrt{s + 0.5} \\ \text{أو } \sqrt{s} = \sqrt{s + 1} \end{array} \right.$$

من ١٠

س = \sqrt{s} | إذا جاءت البيانات بقيم س لا تقل عن عشرة .

مثال : فيما يلي بيانات خاصة بثلاث مجموعات أجرى عليها التحويل

$$س' = \sqrt{س + ٥}$$

البيانات بعد التحويل			البيانات الأصلية		
المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة
٣	٦	١٢	١,٨٧	٢,٥٥	٣,٥٤
صفر	٤	٦	,٧١	٢,١٢	٢,٥٥
٤	٢	٦	٢,١٢	١,٥٨	٢,٥٥
٢	٤	١٠	١,٥٨	٢,١٢	٣,٢٤
٢	٧	٦	١,٥٨	٢,٧٤	٢,٥٥
٢,٢٠	٤,٦٠	٨,٠٠	١,٥٧	٢,٢٢	٢,٨٩
٢,٢٠	٣,٨٠	٨,٠٠	,٢٨	,٢٠	,٢٢
١,٤٨	١,٩٥	٢,٨٢	,٥٣	,٤٥	,٤٧
المتوسط					
التباين					
الانحراف المعياري					

يلاحظ أن هناك تناسباً بين التباينات والمتوسطات تقريباً ، فكلما زاد التباين يلاحظ زيادة المتوسط مما جعلنا نفكر في تحويله الجذر التربيعي ، كما يلاحظ أن قيمة أو أكثر ظهرت أقل من ١٠ مما يجعلنا نرتضى نوع من تحويله الجذر التربيعي .
ويلاحظ إنه قبل إجراء التحويل كان التجانس أقل بين المجموعات المختلفة أي أن تباينات المجموعات الثلاث ليست متقاربة (سوف نعرض فيما بعد أساليب للكشف عن التجانس) ، بينما بعد إجراء التحويل فإن التباينات أكثر تجانسا (أكثر تقارباً من بعضها من حيث القيمة) .

٢ - التحويل اللوغاريتمية : Logarithmic Transformation

نرجح استخدامها إذا توافرت بيانات أو درجات لكل مجموعة من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط والانحراف المعياري والتباين ، اتضح أن الانحرافات المعيارية للمعالجات (للمجموعات) تتناسب مع متوسطها أي نلاحظ أنه كلما زاد الانحراف المعياري زاد المتوسط ، والعكس صحيح .

وربما يتطرق إلى الذهن أنه طالما هناك تناسب بين التباينات والمتوسطات ، فسوف يكون هناك تناسب بين الانحرافات المعيارية والمتوسطات ، فلماذا لم نستخدم

فكرة تحويلة الجذر ؟ نقول إن إجراء قسمة كل تباين على المتوسط وحساب النتيجة في كل مجموعة من المجموعات وكذا إجراء قسمة كل انحراف معياري على المتوسط وحساب النتيجة في كل مجموعة من المجموعات ، ثم مقارنة النتائج في الحالتين هي التي تجعلنا أكثر قبولاً لتحويلة الجذر أو أكثر قبولاً لتحويلة اللوغاريتم .

وفي تحويلة اللوغاريتم فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويل إلى \bar{s} كما يلي :

$\bar{s} = \log (s + 1)$ { إذا جاءت ضمن القيم أصفار أو كانت صغيرة جداً

$\bar{s} = \log s$ { إذا جاءت القيم بدون أصفار أو غير صغيرة جداً

ويؤخذ اللوغاريتم هنا للأساس ١٠ أي \log_{10} ويظهر على مفاتيح الآلات الحاسبة المتواضعة على الشكل Log .

٣ - تحويلة المقلوب : Reciprocal Transformation :

إذا توفرت بيانات أو درجات لكل مجموعة من المجموعات موضع المقارنة وحسبنا لكل منها المتوسط والانحراف المعياري وحسبنا الجذر التربيعي للمتوسط ، واتضح أن هناك تناسباً بين الانحرافات المعيارية وجذور المتوسطات ، فإننا نلجأ إلى تحويلة المقلوب .

وفي هذه التحويلة ، فإننا لكل درجة (س) من الدرجات نجرى عليها تحويلاً إلى \bar{s} كما يلي :

$\bar{s} = \frac{1}{s + 1}$ { إذا جاءت ضمن القيم قيم صفرية

$\bar{s} = \frac{1}{s}$ { إذا جاءت القيم ليس بها قيم صفرية

٤ - تحويلة الدالة العكسية لجيب الزاوية :

Angular or Inverse Sin Transformation

وتستخدم إذا جاءت البيانات في صورة نسب Proportions أو نسبة مئوية Percentages .

وبطبيعة الحال فإن تباين هذه البيانات يكون متباعداً . وفي مثل هذه الأحوال التي تأتي فيها البيانات عبارة عن نسب أو تتبع توزيع ذات الحدين Binomial

Distribution يمكننا تحويل البيانات الأصلية إلى دالة الجيب العكسية ، فكل نسبة س من النسب نجرى عليها تحويلاً إلى س كما يلي :

$$س' = ٢ - س \text{ حـ } ١ \sqrt{س}$$

حيث حـ ١ تقرأ معكوس جيب الزاوية (حـ) (Sin Inverse (arcsin \sqrt{X})

وهذا يتم بحساب الزاوية المقابلة كأن حـ ١ س' = ٢ $\sqrt{س}$

واللحصول على ذلك فهناك جداول أعدت لذلك ، كما أن الآلات الحاسبة البسيطة التي تشمل حـ ، جتا ، طا أى Sin, Cos, Tan يمكن أن تحول قيمة جذر النسبة التي نريدها مباشرة إلى زاوية ، وذلك بالإجراء التالي :

نضع القيمة س ثم نضغط على علامة الجذر التربيعي ثم نضغط على مفتاح INV الموضح على الآلة ، ثم نضغط على مفتاح Sin على الآلة فنحصل على ناتج نضربه $\times ٢$ فنحدث التحويلة المطلوبة .

وقد اقترح Bartlett استبدال النسب صفر % التي تأتي في البيانات بـ

$$\left(\frac{١}{٢} \right) \text{ أو } \left(\frac{١}{٤} \right) \text{ حيث ن عدد أفراد العينة التي تحسب منها}$$

النسب، وقد اقترح Bartlett أيضاً استبدال النسبة س = ١ % مثلاً في البيانات بـ

$$\left(\frac{١}{٢} - ١ \right) \text{ أو } \left(\frac{١}{٤} - ١ \right)$$

٥ - اختيار التحويلة المناسبة :

كثيراً ما تكون البيانات تحت البحث غير موزعة توزيعاً اعتدالياً ، وهنا نلجأ إلى تحويل البيانات حتى يقترب توزيعها من الاعتدالية . وطرق التحويل كما شاهدنا تختلف حسب الظروف وتتوقف على طبيعة البيانات .

ولكى نختبر مدى انحراف البيانات عن التوزيع المعتدل يمكن استخدام طرق إحصائية و إلا أن هناك ورقاً يباع خاصاً بالحساب الاحتمالي ، بحيث أن انحراف النقط (القيم للبيانات) عن الخط المستقيم يعطى الباحث فكرة تقريبية عن مدى بعد التوزيع عن الاعتدالية أو عن التوزيع الطبيعي .

وعموماً فاختيار التحويلة بصورة مبدئية هناك إجراء سهل يمكن اتباعه ، ويوضحه المثال التالي :

نفرض أن البيانات للمجموعات موضع المقارنة كانت :

المجموعة الأولى : ٣ ، صفر ، ٤ ، ٢ ، ٢

المجموعة الثانية : ٦ ، ٤ ، ٢ ، ٤ ، ٧

المجموعة الثالثة : ١٢ ، ٦ ، ٦ ، ١٠ ، ٦

علينا أن نحدد القيمة العظمى والصغرى والفرق بينهما أو المدى فى كل

مجموعة فى الحالات التالية :

(أ) عندما كانت البيانات بصورتها الطبيعية .

(ب) عندما نضيف على القيمة العظمى $\frac{1}{p}$ ونأخذ جذرها ونضيف على القيمة

الصغرى $\frac{1}{p}$ ونأخذ جذرها .

(ج) عندما نضيف على القيمة العظمى ١ ونأخذ لوغاريتم الناتج ونضيف

على القيمة الصغرى ١ ونأخذ لوغاريتم الناتج .

(د) عندما نضيف على القيمة العظمى ١ ونقلب الناتج ونضيف على القيمة

الصغرى ١ ونقلب الناتج ، ونحسب فى كل حالة من الحالات السابقة

النسبة (قسمة) بين المدى الأكبر والمدى الأصغر وأقل نسبة تنتج أو أقل

خارج قسمة يعطى مؤشراً إلى أفضلية التحويل التى تسببت فيه .

والجدول التالي يوضح هذه الإجراءات

المجموعة الأولى	المجموعة الثانية	المجموعة الثالثة	المدى الأكبر ÷ المدى الأصغر
٤	٧	١٢	$1.50 = \frac{6}{4}$
صفر	٢	٦	
٤	٥	٦	
٢.١٢	٢.٧٤	٣.٥٤	$1.42 = \frac{1.41}{.99}$
.٧١	١.٥٨	٢.٥٥	
١.٤١	١.١٦	.٩٩	
.٦٩٩.	.٩٠٣١	١.١١٣٩	$2.60 = \frac{.699.}{.2688}$
.٠٠٠٠	.٤٧٧١	.٨٤٥١	
.٦٩٩.	.٤٣٦.	.٢٦٧٧	
.٢٠٠	.١٢٥	.٠٧٧	$12.12 = \frac{.800}{.066}$
١.٠٠٠	.٣٣٣	.١٤٣	
.٨٠٠	.٢٠٨	.٠٦٦	

ويلاحظ من الجدول السابق أن تحويلة الجذر التربيعي جاءت بأقل خارج
 قسمة وقدره ١,٤٢ وبالتالي فهي التحويلة التي يفضل استخدامها مع بيانات البحث الذي
 نحن بصددده .

التحويل الخطية Linear Transformation

في بعض الأحيان تأتي البيانات في صور رقمية كبيرة ، يكون تناولها فيه حذر عند الكتابة وعند الاستخدام مثل البيانات التالية لعشرة من الأطفال وهي خاصة باختبار لقياس النمو الاجتماعي لديهم :

٢٠١، ٢٠٣، ٢٠٤، ٢٠٥ ، ٢٠٧، ٢٠٨، ٢٠٩، ٢١٠، ٢١١، ٢١٣

ويكون أسهل إذا تناولنا هذه القيم بعد طرح ٢٠٠ (مقدار ثابت) من كل منها

فتصبح :

١، ٣، ٤، ٥، ٧، ٨، ٩، ١٠، ١١، ١٣

وإذا أردنا إجراء أى عمليات إحصائية فيمكن أن يتم على الأرقام بعد هذا الطرح ويسمى ذلك تحويل خطية وهو لا يؤثر على قيمة الانحراف المعياري للبيانات ، ولكن يعطى قيمة منخفضة للمتوسط ، فإذا أردنا قيمة المتوسط الحقيقية للبيانات الأصلية وجب علينا إضافة ٢٠٠ على المتوسط الذي حسبناه من البيانات المحولة .

والجدول التالي يوضح حساب المتوسط ومجموع المربعات والانحراف المعياري للبيانات السابقة قبل التحويل الخطي وبعده مع العلم بأن $S = S - 200$

المفحوص	الدرجة س	س ^٢	س	س ^٢
١	٢١٣	٤٥٣٦٩	١٣	١٦٩
٢	٢١١	٤٤٥٢١	١١	١٢١
٣	٢١٠	٤٤١٠٠	١٠	١٠٠
٤	٢٠٩	٤٣٦٨١	٩	٨١
٥	٢٠٨	٤٣٢٦٤	٨	٦٤
٦	٢٠٧	٤٢٨٤٩	٧	٤٩
٧	٢٠٥	٤٢٠٢٥	٥	٢٥
٨	٢٠٤	٤١٦١٦	٤	١٦
٩	٢٠٣	٤١٢٠٩	٣	٩
١٠	٢٠١	٤٠٤٠١	١	١

$\begin{aligned} \text{مج س} &= 71 = \text{مج س}^2 = 635 \\ \text{س} &= \frac{71}{40} = 1.775 \\ \text{مجموع المربعات} &= \frac{(71)^2}{40} - 635 = 130.9 \\ \text{ع} &= \sqrt{\frac{(71)^2}{40} - \frac{635^2}{40}} = 3.62 \end{aligned}$	$\begin{aligned} \text{مج س} &= 2071 = \text{مج س}^2 = 429035 \\ \text{س} &= \frac{2071}{10} = 207.1 \\ \text{مجموع المربعات} &= \frac{(2071)^2}{10} - 429035 = 130.9 \\ \text{ع} &= \sqrt{\frac{(2071)^2}{10} - \frac{429035^2}{10}} = 3.62 \end{aligned}$
--	---

ويلاحظ أن هناك اختلافاً فقط في قيمة المتوسطات ، فأحدهم يزيد عن الآخر بقيمة المقدار الثابت الذي طرحناه (قبل التحويلة الخطية) .

ولكن قيمة مجموع المربعات هي نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها ، وكذلك قيمة الانحراف المعياري هي نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها ، وبالتالي أيضاً فقيمة التباين هي نفسها قبل التحويلة الخطية وبعدها .

وإذا تمت معالجة التحليلات الإحصائية باستخدام الحاسب الآلي ، فهناك العديد من الحزم الإحصائية لمجال العلوم الإنسانية مثل الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) Statistical Package for Social Science ونظام التحليل الإحصائي (SAS) Statistical Analysis Sytem وإن كان الأمر يتطلب من الباحث : بما عميقاً للمعالجة الإحصائية المقصودة على النحو الذي عرضناه ونعرضه في هذا

الكتاب قبل اللجوء إلى الحاسب الآلى والحصول على نواتج التحليل التى تعرف بالمخرجات Printout وعند استخدام البرنامج المعد على الحزمة X - Spss على الحاسب الآلى تأتى صورة أهم الإحصاءات السابقة فى هذا الفصل على النحو التالى:

NUMBER OF VALID OBSERVATIONS (LISTWISE) =		38.00			
VARIABLE	TEACHER	TEACHER'S GROSS SALARY			
MEAN	38.318	S.E. MEAN	3.796		
STD DEV	25.182	VARIANCE	634.129		
KURTOSIS	.249	S.E. KURT	.702		
SKEWNESS	.727	S.E. SKEW	.357		
RANGE	104.000	MINIMUM	4		
MAXIMUM	108	SUM	1636.000		
VALID OBSERVATIONS =		44	MISSING OBSERVATIONS =		
			1		

PERCENTILES subcommand output					
PERCENTILE	VALUE	PERCENTILE	VALUE	PERCENTILE	VALUE
10.00	20.000	25.00	29.000	33.30	33.000
55.70	46.000	75.00	48.000		
VALID CASES	461	MISSING CASES	39		

الفصل الثالث

**التصميم التجريبي بمعالجة واحدة
والتصميم التجريبي بمعالجتين**

مقدمة :

إذا أراد باحث مقارنة عينة واحدة فقط بمجتمع ، فإنه يكون أمام تصميم بمعالجة واحدة وفي ذلك الشأنف أما يكون لديه مجتمع معروف تباينه أو مجتمع غير معروف تباينه . في حين إذا كان الباحث أمام مجموعتين أو عيتين ، وكان هدفه عقد مقارنة بين المجموعة الأولى والمجموعة الثانية ، فإنه يكون أمام تصميم بمعالجتين ، وفي ذلك الشأن إما أن المجموعتين مستقلتان وإما المجموعتين غير مستقلتين (مترابطتين) .

أولاً : مقارنة متوسط عينه بمتوسط مجتمع

يحتاج الباحث أحياناً إلى الاستدلال على كون متوسط عينة تم اختيارها تختلف عن مجتمع أصل أو لا تختلف عن ذلك المجتمع .

فمثلاً نفرض أن باحثاً قام باختيار عينه من مجتمع طلاب الثانوى ، وحسب متوسط الذكاء لدى هذه العينة وليكن (\bar{x}) ويريد أن يتحقق من أن عينته التى اختارها لا تختلف في ذكائها عن متوسط ذكاء المجتمع الذى سحبت منه وليكن متوسط ذكاء هذا المجتمع هو (μ) والباحث إما أن يكون لديه معلومات عن تباين هذا المجتمع الأصل (σ^2) ويرغب التحقق من فرضه $\text{Testing Hypothesis Regarding Mean-}\sigma \text{ Known}$ أو ليس لديه معلومات متوفرة عن ذلك التباين ويرغب التحقق من صحة فرضه $\text{Testing Hypothesis Regarding Mean-}\sigma \text{ Un-known}$ وفي الحالتين يجب أن تكون العينة منتقاة أو مختارة عشوائياً ، وأن يكون توزيع المجتمع الذى سحبت منه العينة اعتدالياً .

١ - مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع معلوم تباينه

نفرض أن لدينا مجتمعاً متوسطه μ في ظاهرة ما ولتكن الذكاء وتباينه (σ^2) أى أن انحرافه المعياري (σ) في هذه الظاهرة أو ذلك المتغير .

وأخذ باحث عينة عشوائية من هذا المجتمع حجمها (n) ومتوسط الذكاء لديها (\bar{x}) .

وأراد الباحث التحقق من صحة الفرض الصفري القائل أن « متوسط ذكاء عينته لا يختلف عن المتوسط العام لذكاء المجتمع » .

حيث يجب استخدام قانون على الصورة التالية :

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{X}_0}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$$

حيث Z : هي النسبة الحرجة التي تعد درجة معيارية .

\bar{X} : متوسط العينة .

\bar{X}_0 : متوسط المجتمع الأصل .

S : الانحراف المعياري للمجتمع الأصل .

n : عدد أفراد العينة .

وعلينا أن نقارن قيمة Z المحسوبة بالقانون السابق بقيمة الدرجة المعيارية من جدول المساحات تحت المنحنى الاعتمالى (الطبيعي) .

فإذا كانت قيمة Z المحسوبة من القانون السابق أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية ، قيل : إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

أما إذا كانت قيمة Z المحسوبة من القانون السابق أقل من القيمة الجدولية ، قيل : إنه لا توجد فروق جوهرية أو ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

وإذا كان المنحنى الطبيعي هو الشكل الأنسب لتوزيع العينة ، فلا داعى إلى مراجعة جدول التوزيع الطبيعي لتحديد القيم المعيارية الحرجة أو النظرية والجدول التالى يمكن أن يغنى عنه فى حالتنا .

مستوى الدلالة	نوع الاختبار	
	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد [طرف واحد] [الفرض البديل موجه]	١,٦٤٥ ±	٢,٣٣ ±
ذيلان [طرفان] [الفرض البديل غير موجه]	١,٩٦ ±	٢,٥٨ ±

مثال : حصل أحد الباحثين على متوسط ذكاء عينة حجمها ٦٤ فردا فبلغ ١٠٢,٣٧ ،
 فإذا علم متوسط ذكاء المجتمع الأصل هو ١٠٤,٦٥ بانحراف معياري ٣,٨٧
 تحقق من صحة الفرض القائل «متوسط ذكاء العينة لا يختلف عن متوسط ذكاء
 المجتمع» .

الحل :

$$\begin{aligned} \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} &= Z \\ \frac{102,37 - 104,65}{\frac{3,87}{\sqrt{64}}} &= Z \\ \frac{-2,28}{,48} &= \frac{-2,28}{,387} = Z \\ -4,75 &= Z \end{aligned}$$

والإشارة السالبة هنا - فقط - تعني أن متوسط المجتمع جاء من حيث القيمة
 أعلى من متوسط العينة ، ولكن يجب التحقق من الدلالة الإحصائية مع الاعتماد
 على القيمة المطلقة (مع إهمال الإشارة) .

وفي ضوء الفرض الموجود بالمسألة فإن القيم الحرجة تكون لاختبار ذيلين
 ٢,٥٨ للدلالة عن مستوى ٠,٠١ .

ونلاحظ أن قيمة Z المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة أو النظرية ، وبالتالي
 يمكننا عدم قبول الفرض الصفري أو رفضه .

والقول بأن متوسط ذكاء العينة يختلف عن متوسط ذكاء المجتمع .

ويمكن تلخيص النتائج بجدول كما يلي :

مقارنة	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينة	١٠٢,٧٣	—	—	—
المجتمع	١٠٤,٦٥	٣,٨٧	٤,٧٥	٠,٠١

ملاحظة : إذا زاد حجم العينة عن ٣٠ مفحوصا ، فإن استخدام الأسلوب السابق لا يتأثر كثيرا عند ابتعاد توزيع المجتمع عن الاعتدالية .

٢ - مقارنة متوسط عينة بمتوسط مجتمع غير معلوم تباينه :

نفرض أن لدينا مجتمعا متوسطه \bar{X} ظاهرة ما ، ولكن طول العمر (السن) وتباينه غير معروف في هذه الظاهرة أو ذلك المتغير ، فعادة يكون الانحراف المعياري للمجتمع غير معلوم في بحوثنا النفسية والتربوية والاجتماعية :
وأخذ باحث عينة عشوائية من الوقيات من هذا المجتمع حجمها (ن) ومتوسط أعمارها \bar{x} بانحراف معياري ع .

في هذه الحالة نفتقد إلى قيمة الانحراف المعياري للمجتمع ، ونظرا لعدم الدقة أو النقصان، في حساب الانحراف المعياري للمجتمع من الانحراف المعياري للعينة ، وبخاصة عند صغر حجم العينة وهو أمر قد تنبه إليه Gossett الذي تشيع كتاباته باسمه المستعار ستيودنت Student ورأى أن الاعتماد على افتراضات المنحلى الطبيعي من حيث مساحاته أو ارتفاعاته أو درجاته المعيارية محفوف بالمخاطر وخاصة مع العينات الصغيرة ، والأصوب هو الرجوع إلى التوزيع الذي أطلق عليه Gossett اسم توزيع T Distribution ونسب إليه قيمة Z التي كنا نستخرجها في الحالة السابقة عند الاعتماد على الانحراف المعياري للعينة عوضا عن الانحراف المعياري للمجتمع .

والآن إذا أراد الباحث التحقق من صحة الفرض الصفري القائل :

«متوسط طول العمر في عينة البحث لا يختلف عن المتوسط العام لطول العمر بالمجتمع» حينئذ يجب استخدام قانون على الصورة .

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{X}}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

حيث ت : اختبار دلالة الفرق بين إحصاءة عينة ومعلمة مجتمع .

\bar{S} : متوسط العينة .

\bar{S} : متوسط المجتمع الأصل .

ع : الانحراف المعياري للعينة

ن : عدد أفراد العينة .

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بالقانون السابق بقيمة ت الحرجة من جداول خاصة بالملاحق بدرجات حرية ن - ١ .

فإذا كانت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة ت الجدولية قيل : إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع .

وإذا كانت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية ، قيل : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع وقبلنا الفرض الصفري .

مثال : إذا كان متوسط طول القامة في مجتمع ما هو ١٧٠,٤٥ سم وحينما أخذت عينة عشوائية من هذا المجتمع جاء متوسط الطول فيها ١٧٢,٦٣ بانحراف معياري ٤,٦٨ فإذا كان حجم العينة ٢٠ فرداً ، فهل يمكن القول بأن العينة لا تختلف عن المجتمع .

الحل :

$$\begin{aligned}
 \text{ت} &= \frac{\bar{S} - \bar{S}}{\frac{E}{\sqrt{N}}} \\
 &= \frac{172,63 - 170,45}{\frac{4,68}{\sqrt{20}}} \\
 &= \frac{2,18}{1,05} = \frac{2,18}{4,68} \\
 &= 2,08 = \text{ت}
 \end{aligned}$$

وعلينا أن ندخل جدول ت بالملاحق باستخدام درجات حرية ن - ١ أى بدرجات حرية ١٩ فى حالة اختبار ذيلين نجد القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٥ هى ٢,٠٩٣

عند مستوى ٠,١ هى ٢,٨٦١

ويمكن تلخيص النتائج فى جدول على النحو التالى :

مقارنة	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينة	١٧٢,٦٣	٤,٦٨		
المجتمع	١٧٠,٤٥	—	٢,٠٨	غير دال

وبالتالى فقيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,١ ومن هنا نستنتج أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين العينة والمجتمع الذى سحبت منه ، ونقبل الفرض الصفرى .

ثانيا : دلالة الفروق بين متوسطين

Significance of The Difference Between Two Means.

يحتاج الباحث أحيانا إلى الاستدلال على كون متوسط عينة تم اختيارها يختلف عن متوسط عينة أخرى أو لا يختلف .

والأمر هنا سوف يحسم فى ضوء الفرق بين المتوسطين مقسوما على الخطأ المعياري لفروق المتوسطات ويجب أن نميز هنا بين الخطأ المعياري لفروق المتوسطات المستقلة (غير المرتبطة) والخطأ المعياري لفروق المتوسطات المرتبطة (غير المستقلة)

١ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين :

Significance of the Difference Between Two Means For Independent Samples.

هناك بعض المواقف التى نرغب فيها مقارنة أداء مجموعة من الذكور مثلا بأداء مجموعة من الإناث على اختبار ما وليكن للتوافق النفسى ، أو مقارنة مجموعة درست بطريقة تقليدية ومجموعة أخرى درست بطريقة التعلم الذاتى فى نتائج اختبار تحصيلى لنفس المقرر ، وفى مثل هذه الحالات يكون متوسط أداء المجموعة الأولى \bar{X}_1 مستقلا أو غير مرتبط بمتوسط أداء المجموعة الثانية \bar{X}_2 .

ويكون الفرض الصفري في ذلك على النحو التالي :

$$F_1 : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 = \text{صفر} .$$

ويكون الفرض البديل على النحو التالي :

$$F_1 : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 \neq \text{صفر}$$

وبطبيعة الحال ، فإن الفرض البديل حينما يكون موجهاً يكون :

$$F_1 : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 < \text{صفر}$$

أو

$$F_1 : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 > \text{صفر}$$

وعلى أية حال فعندما يكون الفرض الصفري صحيحاً فإن توزيع معاينة الفروق بين المتوسطات يأخذ شكل توزيع ستيودنت ، t ، ويكون الاختبار الإحصائي المناسب هو اختبارات t Test الذي يراعى عند استخدامه عدداً من النقاط :

(أ) اعتدالية التوزيع Normality

يقضي هذا الأمر أن تكون البيانات في العينة الأولى تتخذ شكل التوزيع الطبيعي ، وكذا بيانات العينة الثانية ، وإن كان بعض المتخصصين يرون إمكانية التنازل عن هذا الجانب أمثال Glass و Hopkins وفؤاد أبو حطب ويؤكد على أهميته آخرون مثل Ferguson و Takane وعموماً فمن الأفضل إجراء ما يفيد عن اعتدالية التوزيع ، وبخاصة إذا كنا أمام عدد من المفحوصين أقل من ١٥ فرداً .

(ب) تجانس التباين Homogeneity

ويقضي هذا الأمر أن يكون تباين المشاهدات في المجتمع الأول لا يختلف عن تباين المشاهدات في المجتمع الثاني ويقال في هذه الحالة : إن العينتين متجانستان ويصلح وقتها صورة محددة لاختبار t ، تسمى اختبار t للعينتين المتجانستين . وإن كان البعض يشير إلى إمكانية التنازل عن ذلك الشرط إذا تساوى حجم العينتين موضع دراسة أي عندما $n_1 = n_2$.

ولكن إذا اختلف حجم العينتين ، فإنه يجب مراعاة كون العينة الكبيرة لها تباين كبير ، أما العكس (العينة الصغيرة هي التي لها التباين الكبير) . فإن اتضح وجاء للعينة صغيرة الحجم التباين الصغير والعينة كبيرة الحجم التباين الكبير ، فإن احتمالية

الوقوع في خطأ من النمط (١) يكون أقل من مستوى الدلالة (∞) ولا خوف حينئذ من عدم تجانس العينتين . أما إن اتضح أن العينة صغيرة الحجم جاء لها تباين أكبر من العينة كبيرة الحجم ، فإن احتمالية الوقوع في الخطأ نمط (١) تكون أكبر ويبدأ الخوف أو التحفظ ، إلا إذا جاءت النتائج معلنة قبول الفرض الصفري بعد حساب قيمة t ، ويجب أن يستمر التحفظ إذا جاءت النتائج معلنة رفض الفرض الصفري في الوقت الذي كان من الواجب قبوله . ويقال عندها : إن العينتين غير متجانستين ويصلح وقتها صورة أخرى لاختبار t .

وإذا كان من المخالفة أن نتنازل عن مسألة تجانس التباين إذا كنا أمام عينات صغيرة (أقل من ٣٠ مفحوصا) أو جاء التباين الأكبر مع العينة الأصغر حجما أو العكس ، فإننا من الممكن التغاضي عن هذه القضية حينما تتساوى حجوم العينات موضع المقارنة .

وتوجد عدة طرق للكشف عن تجانس التباين (سوف نعرض لها فيما بعد) .
وأنسبها هنا وأبسطها وأسرعها اختبار هارتلي Hartley الذي يسمى اختبار F ،
العظمى أو القصوى F_{max} وقانونه.

$$F = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$$

وتقارن بعده قيمة F ، المحسوبة بقيمة F ، حرجة من جدول F ، بالملاحق عند درجات حرية .

[عدد أفراد عينة التباين الكبير - ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير - ١]
علما بأن الصف الأول في هذا الجدول خاص بالتباين الكبير ، أما العمود الأول في نفس الجدول فهو خاص بالتباين الصغير .

فإذا جاءت قيمة F ، المحسوبة من القانون السابق أكبر من أو تساوى قيمة F ، الجدولية قيل : إن العينتين غير متجانستين ، وإذا جاءت قيمة F ، المحسوبة من القانون السابق أقل من قيمة F ، الجدولية قيل : إن العينتين متجانستان .

وسوف نعرض الآن لكيفية التحقق من دلالة الفروق بين عينتين مستقلتين ومتجانستين وكيفية التحقق من دلالة الفروق بين عينتين مستقلتين وغير متجانستين .

١ - دلالة الفرق بين متوسطي عيّتين مستقلتين ومتجانستين .

نفرض أن لدينا مجموعتين الأولى حجمها n_1 وتم الحصول عليها عشوائيا من مجتمع أول بشكل مستقل عن المجموعة الثانية التي حجمها n_2 وتم الحصول عليها عشوائيا من مجتمع آخر ، وللمجموعتين متوسطين \bar{x}_1 ، \bar{x}_2 على الترتيب ولهما كذلك انحرافان معياريان s_1 ، s_2 على الترتيب في ظاهرة ما أو متغير ما ، وليكن القلق .

ويريد الباحث التحقق من صحة الفرض الصفرى القائل :

١ لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي المجموعتين في القلق

حينئذ يجب علينا اتباع ما يلي :

١ - التأكيد على استقلالية المجموعتين .

٢ - التحقق من تجانس المجموعتين وذلك من القانون .

$$F = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} \text{ أى } F = \frac{\text{مربع الانحراف المعيارى الكبير}}{\text{مربع الانحراف المعيارى الصغير}}$$

ويسمى قانون ف العظمى لهارتلى Hartley

ومقارنة القيمة المحسوبة من القانون السابق بقيمة حرجة F_{α} من جدول معد لذلك (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية :

(عدد أفراد عينة التباين الكبير - ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير - ١) .

فإذا وجدنا أن قيمة F المحسوبة من القانون السابق أقل من قيمة F_{α} الحرجة بالجدول قيل : إن المجموعتين متجانستان (ونكون قد تأكدنا من تجانس المجموعتين) .

٣ - للتحقق من صحة الفرض نطبق القانون

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right] \frac{n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}}$$

حيث \bar{x}_1 ، \bar{x}_2 متوسطا العيّتين على التوالى

ع_١ ، ع_٢ الانحرافان المعياريان للعينتين

ن_١ ، ن_٢ حجم العينتين

وعلينا مقارنة القيمة ت ، المحسوبة من القانون السابق بقيمة حرجة ل ، ت ،
من جدول دلالة ت (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية :

$$ن_1 + ن_2 - 2$$

فإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة ت الحرجة الجدولية قيل :
إن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين .

وإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الحرجة الجدولية قيل : إنه لا
توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين وقبلنا الفرض الصفرى .

مثال : طبق اختبار للعصابية على مجموعتين الأولى من الذكور وحجمها ٣٥ والثانية
من الإناث وحجمها ٣٨ ، فإذا جاء متوسط العصابية لدى الذكور ٢٢,٤٨
بانحراف معيارى ٥,٣١ ومتوسط العصابية لدى الإناث ٢٥,١٧ بانحراف
معيارى ٤,٨٨ تحقق من صحة الفرض القائل .

، لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى العصابية بين الذكور والإناث ، .

الحل : يلاحظ أن المجموعتين مستقلتان .

ويجب علينا الآن التحقق من تجانسهما (تجانس التباين) .

الذكور	الإناث
$ن_1 = 35$	$ن_2 = 38$
$س_1 = 22,48$	$س_2 = 25,17$
$ع_1 = 5,31$	$ع_2 = 4,88$
$ف = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{ع_1^2}{ع_2^2}$	

$$= \frac{(5,31)^2}{(4,88)^2} = 1,18$$

وعلىنا مقارنة قيمة د ف ، المحسوبة بقيمة ف الحرجة من جدول ف

(بالملاحق) عند درجات حرية ٣٥ - ١ ، ٣٨ - ١

أى ٣٤ ، ٣٧

نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هى ١,٨٤

عند مستوى ٠,٠١ هى ٢,٣٨

ويلاحظ أن قيمة ف المحسوبة أقل من قيمة ف الجدولية الحرجة ، وعلى هذا

فالمجموعتان متجانستان ، وعلىنا أن نستخدم القانون :

$$T = \frac{\bar{X}_2 - \bar{X}_1}{\sqrt{\left[\frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_1} \right] \frac{S_p^2 \times n_2 + S_p^2 \times n_1}{2 - n_2 + n_1}}}$$

$$T = \frac{22,48 - 25,17}{\sqrt{\left[\frac{1}{38} + \frac{1}{35} \right] \frac{(4,88)^2 \times 38 + (5,31)^2 \times 35}{2 - 38 + 35}}}$$

$$T = \frac{-2,69}{\sqrt{[0,03 + 0,03] \frac{904,95 + 986,86}{71}}}$$

$$T = \frac{-2,69}{\sqrt{[0,06] 26,65}}$$

$$T = \frac{-2,69}{1,26}$$

$$T = -2,12$$

وعلىنا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الحرجة الجدولية (النظرية) عند

درجات حرية $n_2 + n_1 - 2$ أى ٧١

نجد أن القيم الجدولية (في إختبار ذيلين)

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٢,٠٠

عند مستوى ٠,٠١ هي ٢,٦٦

وبالتالى نجد أن قيمة ت المحسوبة من القانون (القيمة المطلقة بدون إشارة) أكبر فقط من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥ .

والإشارة السالبة ظهرت فى النتيجة السابقة ؛ لأن متوسط الإناث (المجموعة الثانية) كان أكبر من متوسط الذكور (المجموعة الأولى) .

ومن ثم نرفض الفرض الصفري ، ونقرر الفرض البديل القائل بأن هناك فروقا ذات دلالة إحصائية بين العينتين (الذكور والإناث) فى العصابية كما أن العصابية أعلى لدى الإناث منها لدى الذكور .

ويمكن تلخيص النتائج بجدول كما يلى :

العينه	المتوسط	الانحراف المعيارى	حجم العينه	« ف » للتجانس	قيمة « ت »	مستوى الدلالة
ذكور	٢٢,٤٨	٥,٣١	٢٥	١,١٨		
إناث	٢٥,١٧	٤,٨٨	٢٨	غير دالة (تجانس)	٢,١٢	٠,٠٥

ملاحظة : إذا جاءت العينتان متساويتين فى الحجم $n_1 = n_2 = n$ فإننا نستخدم

قانون «ت» على الصورة التالية :

$$t = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{2}} \sqrt{\frac{2}{n-1}}}$$

بدرجات حرية $2n - 2$

٢ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين وغير متجانستين :

على اعتبار أن لدينا مجموعتين سحبتا عشوائيا من مجتمعين مختلفين

وكانت إحصاءات العينة الأولى أو المجموعة الأولى n_1, s_1, \bar{x}_1

وإحصاءات العينة الثانية أو المجموعة الثانية N_2 ، \overline{X}_2 ، s_2^2

وذلك في ظاهرة ماقيست لدى هاتين المجموعتين ولتكن التفكير الابتكاري وأراد الباحث التحقق من صحة الفرض القائل :

• لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في التفكير الابتكاري بين المجموعتين •

حینئذ وجب علینا انما ع ما یلی :

١ - التأكيد على استقلالية المجموعتين .

٢ - التحقق من تجانس المجموعتين من عدمه ، وذلك من القانون .

ف - التباين الكبير
التباين الصغير

المسمى بقانون ف العظمى لهارتلى Hartley

ومقارنة القيمة المحسوبة من القانون السابق بقيمة ، ف ، الحرجة من

جدول ف (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية .

(عدد أفراد عينة التباين الكبير - ١ ، عدد أفراد عينة التباين الصغير - ١)

فإذا وجدنا أن قيمة f ، المحسوبة من القانون أكبر من أو تساوي قيمة f

الجدولية تأكدنا من أن المجموعتين غير متجانستين .

٣ - للتحقق من صحة الفرض نطبق القانون :

$$\frac{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} + \frac{1}{2}} = -1$$

حيث s_1 ، s_2 متوسطا المينتين على التوالي

٤، ٤، الانحرافان المعياريان للمعيتين

ن_۱ ، ن_۲ حجما العینتین

وعليها مقارنة القيمة ، ت ، المحسوبة من القانون السابق بقيمة ت الحرجة

الجدولية ، من جدول دلالة ت (بالملاحق) وذلك بدرجات حرية تحسب بطريقة

خاصة وتقرب لأقرب رقم صحيح من قانون على الصورة التالية :

درجات حرية مجموعتين مستقلتين وغير متجانستين

$$D.F. = 2 - \frac{\left[\frac{\sum \frac{r^2}{n} + \frac{r^2}{n} \right]}{\left[\frac{\sum \left(\frac{r^2}{n} \right)}{1 + n} \right] + \left[\frac{\sum \left(\frac{r^2}{n} \right)}{1 + n} \right]}$$

وهي القيمة التقريبية لدرجات الحرية للعينتين المستقلتين وغير المتجانستين

التي أشار إليها Ferguson و Takane نقلا عن Welch .

فإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أكبر من أو تساوى قيمة ت الحرجة الجدولية قيل :

إن هناك فروقا ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين .

وإذا جاءت قيمة ت المحسوبة أقل من قيمة ت الجدولية الحرجة قيل : إنه لا

يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى العينتين وقبلنا الفرض الصفري .

مثال : طبق اختبار لطلاقة الكلمات على مجموعتين الأولى من الانبساطيين والثانية

من العصائيين حجمهما على الترتيب ٤٠ ، ٥٠ مفحوصا .

وحصلت مجموعة الانبساطيين على متوسط قدره ٧٣,٧٤ بانحراف

معياري ٨,٢٦ وحصلت مجموعة العصائيين على متوسط قدره ٦٤,٢٥

بانحراف معياري ١٢,٣٢ . تحقق من صحة الفرض القائل :

لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الانبساطيين والعصائيين فى

طلاقة الكلمات .

الحل : يلاحظ أن المجموعتين مستقلتان

ويجب علينا الآن التحقق من مدى تجانسهما (تجانس تباينهما)

العصائيين	الانبساطيين
$n_2 = 50$	$n_1 = 40$
$s_2 = 12,32$	$s_1 = 8,26$
$\bar{x}_2 = 64,25$	$\bar{x}_1 = 73,74$

$$F = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{s^2_{\text{ع}}}{s^2_{\text{ع}}}$$

$$F = \frac{s^2(12,32)}{s^2(8,26)}$$

$$F = 2,22$$

وعلينا أن نقارن قيمة F المحسوبة بقيمة F الحرجة من جدول F ، عند

درجات حرية ٤٠ - ١ ، ٥٠ - ١

أى ٣٩ ، ٤٩

نلاحظ أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هى ١,٦٤

عند مستوى ٠,٠١ هى ٢,٠٢

وبالتالى يلاحظ أن قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند

مستوى ٠,٠١ أى أن هناك اختلافا بين تباينى العينتين ومن ثم فهما غير متجانستين .

نستخدم القانون :

$$T = \frac{s_1 - s_2}{\sqrt{\frac{s^2_{\text{ع}}}{n_1} + \frac{s^2_{\text{ع}}}{n_2}}}$$

$$T = \frac{74,25 - 73,84}{\sqrt{\frac{s^2(12,32)}{50} + \frac{s^2(8,26)}{40}}}$$

$$T = \frac{9,09}{\sqrt{3,04 + 1,71}}$$

$$T = \frac{9,09}{2,18}$$

$$T = 4,17$$

وعلينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الجدولية عند درجات حرية

$$\begin{aligned}
 & \text{د. ح} = \frac{\left[\frac{\sum \frac{t^2}{n} + \frac{t^2}{n} \right]}{\left[\frac{\sum \left(\frac{t^2}{n} \right)}{1+n} + \frac{\sum \left(\frac{t^2}{n} \right)}{1+n} \right]} \\
 & \text{د. ح} = \frac{\left[\frac{3,04}{1+50} + \frac{1,71}{1+40} \right]}{\left[\frac{3,04}{1+50} + \frac{1,71}{1+40} \right]} \\
 & \text{د. ح} = \frac{4,75}{[,018] + [,07]} \\
 & \text{د. ح} = \frac{22,56}{,25} \\
 & = 90,24
 \end{aligned}$$

= ٨٨,٢٤ وهي قيمة كسرية

أي أن درجات الحرية بالتقريب ٨٨ وعلينا أن ندخل بها إلى جدول ت (بالملاحق) سوف نجد أن القيم الجدولية كما يلي :

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٢,٠٠

عند مستوى ٠,٠١ هي ٢,٦٦ وذلك لاختبار نيلين .

وعلى هذا نلاحظ أن قيمة ت المحسوبة ٤,٤٠ جاءت أكبر من القيمة اللازمة

للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠,٠١

ويمكن تلخيص الناتج في جدول على النحو التالي :

العينه	المتوسط	الانحراف المعياري	حجم العينه	« ف » للتجانس	قيمة « ت »	مستوى الدلالة
انبساطيون	٧٣.٨٤	٨.٢٦	٤٠	٢.٢٢		
عصابيون	٦٤.٢٥	١٢.٣٢	٥٠	غير دالة (عدم تجانس)	٤.٤٠	.٠٥

وبالتالى فإن ت المحسوبة داله إحصائيا ونستنتج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الانبساطيين والعصابيين فى طلاقة الكلمات ، فالانبساطيون يتمتعون بمتوسط أعلى من العصابيين فى هذا الجانب ، وبذلك ندحض الفرض الصفرى .
والصورة التالية توضح قيمة «ت» عند الاعتماد على الكمبيوتر فى حالة العينات المستقلة، ويلاحظ فيها عدم دلالة قيمة «ف» مما يشير إلى تجانس المجموعتين والإكتفاء بقيمة ت = ٦.٨٧ وذلك إذا استخدمت حزمة البرامج Spss - X والتي دائما تظهر فيها قيم «ت» للعينات المتجانسة وغير المتجانسة فى نفس المخرج .

Independent-samples T-TEST												
T-TEST												
GROUP 1 = WORLD GROUP 2 = WORLD		DE 13	2.	POOLED VARIANCE ESTIMATE					SEPARATE VARIANCE ESTIMATE			
VARIABLE	NUMBER OF CASES	MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	F VALUE	2-TAIL PROB.	T VALUE	DEGREES OF FREEDOM	2-TAIL PROB.	T VALUE	DEGREES OF FREEDOM	2-TAIL PROB.
HTCPUR NET PURCHASING LEVEL												
GROUP 1	18	34.9474	17.831	4.091	1.45	0.480	-8.97	42	0.000	-7.08	41.63	0.000
GROUP 2	22	19.7900	21.493	4.290								

٢ - دلالة الفرق بين متوسطى عينتين غير مستقلتين (مترابطتين)

Significance of the Difference Between Two Means For Correlated Samples

إذا جاءت البيانات من نتائج اختبار قبلى ثم اختبار بعدى على نفس المجموعة أى أن المجموعة أعيد عليها القياس ، أو أعيد عليها تطبيق الاختبار فإن الدرجات فى التطبيق الأول تعد غير مستقلة عن الدرجات فى التطبيق الثانى ، والاستقلالية لا تعنى استقلالية البيانات بين المجتمعين فقط بل تعنى استقلالية المشاهدات ضمن المجتمع الواحد أيضا .

فمثلا إذا كان لدينا مجموعة من الأطفال طبق عليهم اختبار فى دافع الاستطلاع ثم طبق عليهم برنامج لتنمية هذا الدافع ثم أعيد تطبيق الاختبار بعد الانتهاء من البرنامج عند ذلك نكون أمام تصميم قبلى - بعدى Before- After Design أو أمام

تكرار للقياس لهذا الدافع Repeated Measur ولذلك فإن لدينا نفس الأشخاص في مرتى القياس أو زوج من المشاهدات (البيانات) لنفس المجموعة أو زوج من القياسات Paris of Measurements وحينئذ نقول : إن لدينا عينتين مترابطتين أو غير مستقلتين .

وعندما يتم تقسيم عينة إلى أزواج على أساس اختبار قبلى الابتكار ، ثم تتفق عينة عشوائية فرعية من هذه الأزواج وعينة عشوائية فرعية أخرى من الأزواج ، وذلك فى العينة الكلية يكون لدينا مجموعتان أو عينتان مترابطتان يمكن إجراء البرنامج المقصود على أحدهما وتسمى مجموعة تجريبية وعدم إجرائه على المجموعة الثانية وتسمى مجموعة ضابطة . أو عند أخذ أزواج متطابقة ووضع كل فرد من الزوج فى إحدى مجموعتين .

وكذلك الحال فى المجموعات المتكافئة مثل التوائم حينما نضع كلا منهما فى مجموعة ، أو عند اختيار عينة من الذكور تشكل مجموعة وعينة من أخواتهم الإناث تشكل مجموعة أخرى .

فى مثل هذه الحالات نقول أننا أمام عينتين مترابطتين أو غير مستقلتين ولذلك فالمتوسطات لهذه المجموعات التى بينها علاقة فى مجتمع تكون مترابطة .

وفى مثل هذه الحالات يكون لمعامل الارتباط بين البيانات (المشاهدات) فى المجموعتين قيمة تختلف عن الصفر وبالطبع $r_1 = r_2 = r$

فإذا أراد باحث أن يتحقق من صحة الفرض القائل : لا يختلف متوسط أداء المجموعة قبل البرنامج عن متوسط أدائها بعد البرنامج ، فإننا نكون أمام فرض صفرى يمكن كتابته على هذا النحو :

$$F : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 = \text{صفر} .$$

ويكون الفرض البديل :

$$F_1 : \bar{S}_1 - \bar{S}_2 \neq \text{صفر}$$

وعندما يكون الفرض الصفرى صحيحا ، فإن توزيع معاينة فروق المتوسطات يتخذ شكل توزيع «ت» وعموما فهناك أكثر من طريقة لحساب دلالة الفرق بين عينتين مترابطتين .

الذى يراعى فى استخدامها عدد من النقاط :

(أ) اعتدالية التوزيع Normality :

يقتضى هذا الأمر أن تكون فروق أزواج الدرجات المتناظرة موزعة توزيعاً طبيعياً، وبخاصة إذا كان عدد أزواج المشاهدات أقل من ١٥ زوجاً .

(ب) معامل الارتباط بين أزواج المشاهدات :

يتطلب استخدام اختبار «ت» لدلالة فروق العينات المرتبطة (غير المستقلة) أن تكون درجات زوجى المشاهدات مرتبطة ارتباطاً موجباً وأكبر من الصفر .

(ج) تجانس التباين :

ويقتضى هذا الأمر أن يكون تباين المشاهدات الأولى لا يختلف عن تباين المشاهدات الثانية ، ويقال عن ذلك : إن المشاهدين متجانستان ، وعدم توفر هذا الشرط أو سابقه يجعلنا نفكر فى استخدام اختبار لابارامترى مثل اختبار ولكوكسون (راجع زكريا الشربيني) وبخاصة إذا كان عدد أزواج المشاهدات أقل من ٣٠ زوجاً . ويمكن الكشف عن تجانس التباين بالقانون التالى الذى يسمى قانون «ت» العظمى :

$$T = \frac{\sqrt{N-2}}{\sqrt{2}} \times \frac{S_1^2 - S_2^2}{S_1^2 + S_2^2}$$

حيث S_1 ، S_2 : الانحراف المعياري لكل من المشاهدات فى المرة الأولى والمشاهدات فى المرة الثانية .

ر : معامل الارتباط بين زوجى المشاهدات .

ن : عدد أزواج المشاهدات .

وقيمة «ت» الناتجة يجب مقارنتها بقيمة «ت» الجدولية أو الحرجة (الجدول بالملاحق) عند درجات حرية $N - 2$

فإذا جاءت قيمة «ت» المحسوبة من القانون أقل من قيمة «ت» الجدولية استنتجنا أن زوجى المشاهدات متجانسان ، بمعنى أن تباين المشاهدات الأولى لا يختلف عن تباين المشاهدات الثانية .

أما إذا جاءت قيمة t المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية استنتجنا أنه لا يوجد تجانس بين تباين المشاهدين .
الطريقة التقليدية لدلالة فروق العينتين المترابطتين :

والآن نعود للتحقق من دلالة الفروق بين أداء المجموعة قبل البرنامج وأداؤها بعد البرنامج ونستخدم لذلك قانوناً على الصورة التالية :

$$t = \frac{\bar{S}_1 - \bar{S}_2}{\sqrt{\frac{E_1^2 + E_2^2 - 2rE_1E_2}{N}}}$$

حيث \bar{S}_1 ، \bar{S}_2 متوسطا الأداء فى المشاهدين المترابطتين .

E_1 ، E_2 الانحرافان المعياريان للمشاهدين المترابطتين .

r معامل ارتباط درجات المشاهدة الأولى بدرجات المشاهدة الثانية .

N عدد أزواج المشاهدات .

وعلينا أن نقارن قيمة t المحسوبة من القانون السابق بقيمة t الحرجة من

جدول t ، عدد درجات حرية $N - 1$ أى عدد أزواج المشاهدات مطروحاً منه واحد .
طريقة انحرافات الفروق عن متوسط الفروق :

وللسهولة نلجأ إلى حساب قيمة t من قانون آخر يعتمد على الفروق بين

درجات المشاهدين وهذا القانون على الصورة التالية .

$$t = \frac{\bar{S}_1 - \bar{S}_2}{\sqrt{\frac{\sum D^2}{N(N-1)}}}$$

حيث \bar{S}_1 ، \bar{S}_2 : متوسط فروق المشاهدين أو فروق متوسطى المشاهدين أى $\bar{S}_1 - \bar{S}_2$

$\sum D^2$: هو انحراف الفروق عن متوسط الفروق

N : عدد أزواج المشاهدات

وعلينا أن نقارن أيضا قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ت»

الجدولية الحرجة عند درجات حرية ن - ١

مثال : طبق اختبار للقدرة على التفكير الناقد على مجموعة من المراهقين قبل

حضورهم برنامج أعد لهذا الغرض مدته ٢٤ أسبوعا وبعد حضورهم للبرنامج ،

فإذا كان حجم العينة ١٠ أفراد فتتحقق من صحة الفرض الذي ينطوى على أن

للبرنامج فعالية في تنمية التفكير الناقد لدى المراهقين إذا جاءت الدرجات .

المشاهدات قبل البرنامج : ١٦ ، ١٥ ، ١١ ، ١٦ ، ١٤ ، ١٤ ، ١١ ، ١٠ ، ٨ ، ١٦ .

المشاهدات بعد البرنامج : ٢٢ ، ١٧ ، ٢١ ، ١٦ ، ٧ ، ١٦ ، ٢٠ ، ١٤ ، ١٢ ، ٢٣ .

على اعتبار اعتدالية توزيع فروق المشاهدتين .

الحل : إذا اعتبرت فروق المشاهدتين موزعة طبيعيا .

كما ذكر في المسألة فيجب علينا الآن معرفة قيمة معامل الارتباط ، وكذا تجانس

اللباين .

لحساب معامل الارتباط فإننا سوف نستخدم القانون :

$$r = \frac{n \sum s s - \sum s \sum s}{\sqrt{[n \sum s^2 - (\sum s)^2][n \sum s^2 - (\sum s)^2]}}$$

وذلك على اعتبار أن س هي درجات المشاهدات أولا .

، ص هي درجات المشاهدات ثانيا .

س :	١٦	١٥	١١	١٦	١٤	١٤	١١	١٠	٨	١٦
ص :	٢٢	١٧	٢١	١٦	٧	١٦	٢٠	١٤	١٢	٢٣
س ^٢ :	٢٥٦	٢٢٥	١٢١	٢٥٦	١٩٦	١٩٦	١٢١	١٠٠	٦٤	٢٥٦
ص ^٢ :	٤٨٤	٢٨٩	٤٤١	٢٥٦	٤٩	٢٥٦	٤٠٠	١٩٦	١٤٤	٥٢٩
س ص :	٣٥٢	٢٥٥	٢٣١	٢٥٦	٩٨	٢٢٤	٢٢٠	١٤٠	٩٦	٣٦٨

$$\text{إذن } \sum s = 131 \quad \sum s^2 = 1791$$

$$\sum ص = 168 \quad \sum ص^2 = 3044$$

$$\sum s ص = 2240$$

$$\text{إذا } r = \frac{168 \times 131 - 2240 \times 10}{\sqrt{[{}^2(168) - 3044 \times 10][{}^2(131) - 1791 \times 10]}}$$

$r = 30$ ، وهي قيمة أكبر من الصفر

وعليها أن نحسب الانحراف المعياري للملاحظات قبل البرنامج وكذا للملاحظات

بعد البرنامج ، والنسبة للملاحظات قبل البرنامج

$$e_1 = \sqrt{\frac{\text{م.ج.س}}{n} - \frac{{}^2 \text{م.ج.س}}{n}}$$

$$e_1 = \sqrt{\frac{131}{10} - \frac{1791}{10}}$$

$$e_1 = 2,74$$

وبالنسبة للملاحظات بعد البرنامج :

$$e_2 = \sqrt{\frac{\text{م.ج.ص}}{n} - \frac{{}^2 \text{م.ج.ص}}{n}}$$

$$e_2 = \sqrt{\frac{168}{10} - \frac{3044}{10}}$$

$$e_2 = 4,71$$

والآن يمكننا التحقق من تجانس تباينى الملاحظتين .

$$\text{بما أن } t = \frac{{}^2 e_1 - {}^2 e_2}{\sqrt{\frac{{}^2 e_1 - {}^2 e_2}{n-1}}}$$

$$t = \frac{{}^2(4,71) - {}^2(2,74)}{\sqrt{\frac{{}^2(4,71) - {}^2(2,74)}{10-1}}} \times \frac{1}{\sqrt{{}^2(30) - 1}}$$

$$t = \frac{16,08 - 25,81}{\sqrt{0,91}}$$

$$ت = ٢,٩٦ \times ٦٢ -$$

$$= ١,٨٤$$

وبصرف النظر عن الإشارة السالبة التي ظهرت في القيمة السابقة علينا أن نقارنها بجدول ت (بالملاحق) عند درجات حرية ن - ٢ أى عند ٨ نجد أن القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٢,٣١

عند مستوى ٠,٠١ هي ٣,٣٦

وبذلك فإن قيمة ت المحسوبة أقل من القيمة الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ وعلى هذا فالعينتان متجانستان .

/ وبعد الاطمئنان على أن قيمة معامل الارتباط أكبر من الصفر وأن هناك تجانسا بين التباينين علينا التحقق من دلالة الفروق ، كما يلي :

الدرجات قبل	الدرجات بعد	الفرق	انحراف الفروق عن متوسط الفروق ح _٢	ح _٢
١٦	٢٢	٦	٢,٣	٥,٢٩
١٥	١٧	٢	١,٧-	٢,٨٩
١١	٢١	١٠	٦,٣	٣٩,٦٩
١٦	١٦	صفر	٣,٧-	١٣,٦٩
١٤	٧	٧-	١٠,٧-	١١٤,٤٩
١٤	١٦	٢	١,٧-	٢,٨٩
١١	٢٠	٩	٥,٣	٢٨,٠٩
١٠	١٤	٤	٠,٣	,٠٩
٨	١٢	٤	٠,٣	,٠٩
١٦	٢٣	٧	٣,٣	١٠,٨٩
		المجموع = ٢٧	المجموع = صفر	مجموع ح _٢ = ٢١٨,١

$$\text{متوسط الفروق } \bar{س} = \frac{\text{مجموع الفروق}}{\text{عدد أزواج المشاهد}}$$

$$\bar{S}_F = \frac{27}{10} = 2.7$$

$$\text{بما أن } T = \frac{\bar{S}_F}{\sqrt{\frac{\text{مجموع ح.د.}}{n(n-1)}}}$$

$$T = \frac{2.7}{\sqrt{\frac{218.1}{(10-1)}}}$$

$$T = \frac{2.7}{2.42}$$

$$T = 2.37$$

وعلى أن نقارن قيمة T المحسوبة بقيمة T الحرجة الجدولية (النظرية)
بدرجات حرية $n-1 = 9$ في اختبار ذي واحد نجد أن القيم الجدولية .

عند مستوى ٠,٥ هي ١,٨٣

عند مستوى ٠,١ هي ٢,٨٢

وبلاحظ أن قيمة T المحسوبة من القانون $T = 2.37$ أقل من القيمة اللازمة
للدلالة عند مستوى ٠,١ ، وأكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند ٠,٥ ، ومن ثم توجد
فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٥ ، بين متوسطي أداء المراهقين في اختبار
التفكير الناقد قبل البرنامج وبعد البرنامج ، ويمكن القول بأن البرنامج فعال .

ملاحظة : عوضا عن حساب قيمة انحراف الفروق عن متوسط الفروق الذي رمزنا له

بالرمز H يمكن الاعتماد على الفروق (F) ومربعات الفروق (F^2)
في عرض صورة أخرى لاختبارات دلالة فروق عينتين مترابطتين وهذا
القانون على هذا الصورة .

$$T = \frac{\sum \frac{(\sum f_i)^2}{n} - \frac{(\sum f_i)^2}{n}}{n(n-1)}$$

بدرجات حرية $n-1$

مثال : طبق مقياس للاتجاهات نحو الأطفال على عينة من المقبولات بقسم دراسات الطفولة فور التحاقهن بالقسم ، ثم طبق نفس المقياس مرة أخرى فور حصولهن على البكالوريوس وجاءت درجات المقياس في المرتين كما يلي :

الدرجات عند الالتحاق : ٨، ٥، ١٤، ٦، ٩، ٩، ١٦، ٨، ١٢، ١٠، ٧ .

الدرجات عند التخرج : ١٠، ١١، ٩، ٩، ١٨، ٢٠، ١٤، ١٧، ١٦، ١٧ .

فهل يمكن القول بأن الدراسة لها تأثير على تغيير الاتجاهات نحو الأطفال

على افتراض أن فروق الدرجات المتناظرة في المرتين موزعة طبيعياً .

الحل : على اعتبار أن فروق الدرجات المتناظرة موزعة اعتدالياً

لذا وجب علينا الآن حساب من قيمة معامل الارتباط بين الدرجات عند الالتحاق

والدرجات عند التخرج ، وكذا التحقق من تجانس التباين .

س	٨	٥	١٤	٦	٩	٩	١٦	٨	١٢	١٠	٧
ص	١٠	١٠	١١	٩	٩	١٨	٢٠	١٤	١٧	١٦	١٧
س ^٢	٦٤	٢٥	١٩٦	٣٦	٨١	٨١	٢٥٦	٦٤	١٤٤	١٠٠	٤٩
ص ^٢	١٠٠	١٠٠	١٢١	٨١	٨١	٣٢٤	٤٠٠	١٩٦	٢٨٩	٢٥٦	٢٨٩
س ص	٨٠	٥٠	١٥٤	٥٤	٨١	١٦٢	٣٢٠	١١٢	٢٠٤	١٦٠	١١٩

$$\text{إذن } \sum \text{مج س} = ١٠٤ \quad \text{مج س}^2 = ١٠٩٦$$

$$\text{مج ص} = ١٥٣ \quad \text{مج ص}^2 = ٢٢٨٥$$

$$\text{مج س ص} = ١٥٢٤$$

$$r = \frac{103 \times 104 - 1024 \times 11}{\sqrt{[2(103) - 2280 \times 11][2(104) - 1096 \times 11]}}$$

$r = 0.58$ ، وهي قيمة أكبر من الصفر

وعلى هذا أن نحسب الانحراف المعياري للملاحظات قبل البرنامج (الدراسة ٤ سنوات) وكذا للملاحظات عند التخرج .
بالنسبة للملاحظات قبل الدراسة :

$$r_1 = \sqrt{\frac{\text{مج ص}^2}{n} - \frac{\text{مج ص}}{n}}$$

$$r_1 = \sqrt{\frac{104}{11} - \frac{1096}{11}}$$

$$r_1 = 3.20$$

بالنسبة للملاحظات بعد التخرج :

$$r_2 = \sqrt{\frac{\text{مج ص}^2}{n} - \frac{\text{مج ص}}{n}}$$

$$r_2 = \sqrt{\frac{103}{11} - \frac{2280}{11}}$$

$$r_2 = 3.78$$

والآن يمكننا التحقق من تجانس التباين بين درجات قبل الدراسة ودرجات عند

التخرج .

$$F = \frac{r_2^2 - r_1^2}{r_1^2 r_2^2} \times \frac{n-2}{r-1}$$

$$F = \frac{2-11}{2(0.58)-1} \times \frac{2(3.78)-2(3.20)}{3.78 \times 3.20 \times 2}$$

$$t = \frac{11,94 - 30,14}{\sqrt{\frac{9}{,66}}} = -3,69$$

$$t = -3,69 \times ,40 = -1,46$$

$$t = -1,46$$

وبصرف النظر عن الإشارة السالبة التي ظهرت ، علينا أن نقارن قيمة ت المحسوبة بقيمة ت الجدولية عند درجات حرية ن - ٢ اي ٩ القيمة الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٢,٢٦

عند مستوى ٠,٠١ هي ٣,٢٥

وبذلك فإن قيمة ت المحسوبة أقل من القيمة الجدولية عند مستوى ٠,٠٥ وعلى هذا فالدرجات في الحالتين لهما تبايدان متجانسان ، وعلينا الآن التحقق من دلالة الفرق .

عند الالتحاق	عند التخرج	الفرق ف	ف٢
٨	١٠	٢	٤
٥	١٠	٥	٢٥
١٤	١١	٣-	٩
٦	٩	٣	٩
٩	٩	صفر	صفر
٩	١٨	٩	٨١
١٦	٢٠	٤	١٦
٨	١٤	٦	٣٦
١٢	١٧	٥	٢٥
١٠	١٦	٦	٣٦
٧	١٧	١٠	١٠٠
		مجموع ف =	مجموع ف٢ =
		٤٧	٣٤١

$$\frac{\text{م.ف}}{ن} = \overline{س.ف}$$

$$٤,٢٧ = \frac{٤٧}{١١} = \overline{س.ف}$$

$$\overline{س.ف} = \frac{\overline{س.ف}}{\sqrt{\frac{n \cdot \text{م.ف}^2 - (\text{م.ف})^2}{n(n-1)}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\frac{١١ \cdot (٤٧)^2 - ٣٤١^2}{(١١-1) \cdot ١١}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\frac{٢٢٠٩ - ٣٧٥١}{١٢١٠}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{\sqrt{\frac{١٥٤٢}{١٢١٠}}}$$

$$ت = \frac{٤,٢٧}{١,٢٧} = ٣,٧٨$$

وعند درجات حرية ن - ١ أي ١٠

نجد القيمة الجدولية لاختبار ذيل واحد

عند مستوى ٠,٠٥ هي ١,٨١

عند مستوى ٠,٠١ هي ٢,٧٦

وبالتالي فإن ت المحسوبة دالة عند مستوى ٠,٠١

والدراسة بقسم دراسات الطفولة تغير اتجاهات الطالبات نحو الأطفال .

ويمكن تلخيص الناتج في جدول على النحو التالي الذي يمكن وضع متوسط الفروق فيه أو المتوسط عند الالتحاق والمتوسط عند التخرج .

المجموعة	متوسط الفروق	حجم العينة	قيمة « ت »	مستوى الدلالة
عند الالتحاق	٤,٢٧	١١	٢,٧٨	٠,١
عند التخرج				

طريقة ساندلر :

وهناك طريقة ثالثة إقترحها Sandler لمعرفة دلالة الفروق بين متوسطي عيّنتين مترابطتين (غير مستقلتين) تحسب من القانون التالي :

$$A = \frac{\text{مجم ف}^2}{[\text{مجم ف}]^2}$$

حيث أ : إحصاءة دلالة الفروق وتشبه ت إلا أنه يتم مقارنة د أ ، من جدول ساندلر بالملاحق .

ف : فروق أزواج المشاهدات .

وبعد حساب قيمة د أ ، علينا أن نقارنها بقيمة د أ ، الحرجة من جدول

ساندلر (بالملاحق) عند درجات حرية ن - ١

حيث ن عدد أزواج المشاهدات (عدد الأفراد الذين طبق عليهم الاختبار قبل وبعد البرنامج مثلا) فإذا كانت د أ ، المحسوبة من القانون أقل من أو تساوى القيمة الجدولية رفضنا الفرض الصفري ، أو قلنا أن هناك فروق .

وإذا كانت د أ ، المحسوبة من القانون أكبر من القيمة الجدولية قبلنا الفرض

الصفري .

مثال : ومن بيانات المثال السابق

فقد وصلنا إلى أن

$$\text{مجم ف} = ٤٧$$

$$\text{مجم ف}^2 = ٣٤١$$

$$\text{وكانت ن} = ١١$$

تحقق بطريقة ساندلر من أن الدراسة بقسم دراسات الطفولة لها تأثير على تغيير اتجاهات الملتحققات .

الحل :

$$\frac{\text{مَجْفَا}^2}{\text{مَجْفَا}^2} = 1$$

$$\frac{341}{2[47]} = 1$$

10-1

وبمقارنة القيمة المحسوبة أ بالقيمة الحرجة لساندлер

عند درجات حرية ن - ١

1 - 11

11

سوف نجد القيم لاختبار ذيل واحد

عند مستوى ۰.۵، ۳۷.

عند مستوى ۰.۰۱، ۰.۰۵، ۰.۱، ۰.۲۱،

وبالتالى نلاحظ أن القيمة المحسوبة $\alpha = 15$ ، أقل من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى $\alpha = 1$ ، وبذلك نرفض الفرض الصفري ، ونقول: إن الدراسة بقسم دراسات الطفولة تغير من اتجاهات الطالبات نحو الأطفال ، وبطبيعة الحال يلاحظ أن درجات الاتجاهات أعلى عند التخرج منها فور الالتحاق .

Paired-samples T-TEST												
----- T - T E S T -----												
VARIABLE	NUMBER OF CASES	MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	* DIFFERENCE MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	* CORR. PROB.	2-TAIL PROB.	* T VALUE	DEGREES OF FREEDOM	2-TAIL PROB.
MCLOTHES	MEDIUM-PRICED WOMEN'S CLOTHES	80.7113	30.195	4.501	*			*		*		
	45	87.0444	26.192	3.903	*	-6.3331	17.916	2.671	* 0.027	0.000	* -2.25	44 0.022
MCLOTHES	MEDIUM-PRICED MEN'S CLOTHES				*			*		*		

ثالثاً : دلالة الفرق بين النسب المئوية

Significance of The Difference Between Proportions

في هذه الحالة لا تتوفر للباحث بيانات في صورة درجات كما كنا نرى في الحالات السابقة ، ولكن ما يتوفر لديه هو عدد من الأفراد من عينة عشوائية تميزوا بخاصية ما ، ولتكن الشفاء أو الالتزام في العمل مقابل بقية هذه العينة العشوائية التي بالطبع لم تشف أو لم تلتزم في العمل ويقال: إننا أمام نسبة Proportion يمكن حسابها من هذه الأعداد . فإذا كان معروفاً أن استخدام دواء ما يعطي نسبة شفاء عموماً قدرها «أ» في مجتمع ما ، فلو أخذنا عينة عشوائية من هذا المجتمع تعاملت مع هذا الدواء فجاءت نسبة الشفاء في هذه العينة أ ١ فمن الممكن في هذه الحالة الكشف عن الفرق بين نسبة الشفاء كما ظهرت في العينة ونسبة الشفاء المعروفة في المجتمع .

وفي بعض الأحيان يكون لدى الباحث حالة أخرى عبارة عن نسبتين مئويتين للنجاح مثلاً جاءت من عينتين عشوائيتين مستقلتين ويود التعرف على دلالة الفرق بين النسب المئوية في العينتين . أننا نكون هنا أيضاً أمام محاولة لدراسة فروق النسب المئوية لعينتين مستقلتين .

وربما واجه الباحث الأمر بطريقة أخرى فقد أراد الكشف عن دلالة فروق النسب المئوية في نفس العينة The difference Between Two Proportions based on the Same Sample

أو في عينتين متكافئتين أختيرتا عن طريق المزاوجة Matched Samples في مثل هذه الحالات نكون أمام محاولة للكشف عن دلالة الفرق باستخدام النسب المئوية ، وفيما يلي عرض لهذه الأنواع :

١ - مقارنة نسبة عينة بنسبة مجتمع :

في هذه الحالة نكون أمام عينة عشوائية كبيرة سحبت من مجتمع معلوم مثلاً يكون الأمر متعلق بزواج الصغيرات في الريف أو بالولادة القيصرية مثلاً ، وكان معروفاً أن نسبة حدوثها في المجتمع عموماً هي ١٠٪ وأخذت عينة عشوائية من النساء اللاتي وضعن بالفعل حجمها ٥٠ سيدة جاءت فيهن ٩ سيدات وضعن بعملية قيصرية ويرغب الباحث في معرفة : هل البيانات التي جمعها عن عينته العشوائية لا تختلف عما هو معروف .

حينئذ يكون الفرض الصفري

$$F: A_1 - A_2 = \text{صفر}$$

$$\text{أو } A_1 = A_2$$

حيث A_1 : النسبة بالعينة العشوائية

A_2 : النسبة المعروفة في المجتمع

ونستخدم للتحقق من الفرض الصفري القانون :

$$\frac{A_1 - A_2}{\sqrt{\frac{A_2(1-A_2)}{n}}} = Z$$

حيث A_1 : النسبة المئوية بالعينة .

A_2 : النسبة المئوية بالمجتمع .

n : عدد أفراد العينة .

وعلىنا مقارنة قيمة Z المحسوبة بقيمة Z المعيارية المعروفة عن التوزيع الطبيعي والموضحة بالجدول التالي طبقا لكون الفرض البديل موجهاً أو غير موجهاً .

نوع الاختبار	مستوى الدلالة	
	٠,٠٥	٠,٠١
ذيل واحد (طرف واحد) [الفرض البديل موجهاً]	$2,645 \pm$	$2,33 \pm$
ذيلان (طرفان) [الفرض البديل غير موجهاً]	$1,96 \pm$	$2,58 \pm$

مثال : إذا كان من المعلوم أن واحداً من كل خمسة يدخنون ، وقامت إحدى الدول بحملة توعية عن مضار التدخين استفادت فيها من محاضرات لأساتذة علم النفس وعلم الاجتماع والطب . وللحكم على مدى نجاح تلك الحملة أخذت عينة حجمها ٤٠٠ شخص عشوائياً ووجد من بينهم ٢٩ شخصاً لا يزالون يدخنون . هل البيانات تعطى دليلاً كافياً على انخفاض نسبة المدخنين ؟

الحل :

نسبة المدخنين أ = $\frac{1}{5} = 20\%$ ، في المجتمع .

نسبة المدخنين أ_١ = $\frac{49}{400} = 12\%$ ، في العينة .

$$\frac{A - A_1}{\sqrt{\frac{A(1-A)}{n}}} = Z$$

$$\frac{0.2 - 0.12}{\sqrt{\frac{0.2(1-0.2)}{400}}} = Z$$

$$\frac{0.08}{0.02} = Z$$

$$4.00 = Z$$

وطبقا لاختبار ذيل واحد فإن قيمة Z الحرجة عند مستوى ٠,٠١ هي ٢,٣٣ وبصرف النظر عن الإشارة السالبة ، فإن قيمة Z المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة ، وبالتالي توجد فروق بين نسبة المدخنين في العينة ونسبتهم في المجتمع .
ويبدو أن الحملة فعالية على خفض نسبة المدخنين .
ويمكن تلخيص النتائج كما يلي :

مقارنة	النسبة	حجم العينة	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
العينة	12%	400		
المجتمع	20%	-	4.00	٠,٠١

٢ - دلالة فرق نسبتين من عينتين مستقلتين :

Significance of The Difference Between Two Independent Proportions.

فى هذه الحالة نكون أمام عينتين عشوائيتين كبيرتين معروف فى كل منهما نسبة عن ظاهرة ما مثلما نكون أمام عينة عشوائية من بين طلاب المدارس الحكومية الثانوية وحددنا فيها نسبة الناجحين فى الثانوية العامة (A_1) ولدينا عينة عشوائية من بين طلاب المدارس الخاصة الثانوية وحددنا نسبة الناجحين فى الثانوية العامة (A_2).

ويريد الباحث الآن التحقق من صحة الفرض الصفري القائل :

؛ لا تختلف نسبة نجاح طلاب الثانوية العامة باختلاف نوعية المدارس التى يدرسون بها خاصة أم حكومية ،

ويكون الفرض الصفري هنا

$$F: A_1 - A_2 = \text{صفر}$$

$$\text{أو } A_1 = A_2$$

وعلى اعتبار أننا على علم بحجم العينة من طلاب المدارس الحكومية N_1

وحجم العينة من طلاب المدارس الخاصة N_2

فإنه يمكن الكشف عن الفروق باستخدام القانون :

$$Z = \frac{A_1 - A_2}{\sqrt{\left[\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right] (Q - 1)}}$$

حيث A_1 : نسبة الناجحين بالعينة الأولى

A_2 : نسبة الناجحين بالعينة الثانية

N_1 : عدد أفراد العينة الأولى

N_2 : عدد أفراد العينة الثانية

أما Q فهي تحسب من القانون

$$Q = \frac{A_1 \times N_1 + A_2 \times N_2}{N_1 + N_2}$$

وعلى أن نقارن قيمة Z المحسوبة من القانون السابق بقيمة Z الحرجة (المعيارية من الجدول السابق) .

مثال : اختيرت مجموعتان عشوائيتان من مرضى السرطان متشابهتان في مستوى وموضع المرض ، وكان حجم العينة الأولى ٥٣ مريضاً وحجم العينة الثانية ٤٧ مريضاً واستخدم مع كل مجموعة نوع مختلف من الدواء ، فإذا جاءت نسبة الشفاء في المجموعة الأولى ٢٤ ٪ وجاء عدد من شفى في المجموعة الثانية ٨ أفراد . فهل هناك دلائل تشير إلى اختلاف نسب الشفاء باستخدام كل دواء ؟

الحل :

$$A_1 = 24 \quad A_2 = \frac{8}{47} = 0,17$$

$$N_1 = 53 \quad N_2 = 47$$

$$Q = \frac{A_1 \times N_1 + A_2 \times N_2}{N_1 + N_2}$$

$$= \frac{53 \times 24 + 47 \times 0,17}{53 + 47}$$

$$= \frac{20,71}{100}$$

$$= 0,21$$

$$Z = \frac{A_1 - A_2}{\sqrt{Q(1-Q) \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)}}$$

$$Z = \frac{,٢٤ - ,١٧}{\sqrt{\left[\frac{1}{٤٧} + \frac{1}{٥٣} \right] (,٢١ - ١) ,٢١}}$$

$$Z = \frac{,٠٧}{\sqrt{[,٠٤] ,٧٩ \times ,٢١}}$$

$$Z = ,٨٦$$

وواضح أن قيمة Z المحسوبة أقل من قيمة Z الحرجة عند مستوى ٠,٠٥, لا اختبار
ذيلين (١,٩٦) .

وعلى هذا فليس لأحد الدواءين فعالية أكثر من الآخر .
ويمكن تلخيص النتائج كما يلي :

العينه	النسبة	حجم العينه	قيمة « Z »	مستوى الدلالة
الأولى	%٢٤	٥٣	,٨٦	غير دالة
الثانية	%١٧	٤٧		

٣ - دلالة فرق نسبتين من عينتين مترابطتين

Significance of the Difference Between Two Correlated Proportion.

يستخدم هذا النوع في حالة وجود عينة واحدة تم التطبيق عليها مرتين متتاليتين
وتم الحصول على نسب مئوية للنجاح مثلاً في كل مرة . وكذا في حالة وجود عينة من
التوائم وتحسب النسب لدى كل فئة . أو تحسب النسب المئوية لمن أجاب إجابة صحيحة
في عينتين اختيرتا عن طريق المزوجة ... وغير ذلك من الأمثلة ..

في هذه الحالة يجب علينا أن نكون جدولاً رباعياً الخلايا على النمط (٢ × ٢)
كما يوضحه الشكل التالي في مثال بشأن وجهة النظر في عمل المرأة قبل
محاضرة وبعدها قام بها فريق من الإحصائيين .

قبل المحاضرة			
أرفض موافق			
أ + ب	ب	أ	موافق
	د	ج	أرفض
أ + ج		ب + د	

حيث أ : عدد الذين رفضوا عمل المرأة قبل استماعهم للمحاضرة ووافقوا بعد المحاضرة .

ب : عدد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة ووافقوا بعد المحاضرة .
 ج : عدد الذين رفضوا عمل المرأة قبل المحاضرة ورفضوا بعد المحاضرة .
 د : عدد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة ورفضوا بعد المحاضرة .
 علينا أن نحسب النسبة المئوية لجميع التكرارات الموجودة داخل وخارج الجدول السابق وبذلك يصبح الجدول للنسب المئوية بدلا من التكرارات ، ويكون كما بالشكل التالي :

قبل المحاضرة			
أرفض موافق			
أ + ب	ب	أ	موافق
	د	ج	أرفض
أ + ج		ب + د	

للتحقق من صحة الفرض القائل : لا توجد فروق بين نسبتي الأفراد الذين وافقوا على عمل المرأة قبل المحاضرة وبعدها ،
 نستخدم قانونا على هذه الصورة .

$$Z = \frac{(أ + ب) - (ب + د)}{\sqrt{\frac{أ + د}{ن}}}$$

حيث ن : عدد أفراد العينة جميعا

وعلىنا أن نقارن قيمة Z الناتجة بالقيم المعيارية المعروفة .

مثال : حصرت أعداد الموافقين والرافضين على نظام الثانوية العامة الجديد قبل

حضور ندوة بخصوص هذا النظام وبعد حضورها وجاءت البيانات كما يلي :

		بعد	
		أرفض موافق	
قبل	موافق	١٠	٥٠
	أرفض	١١٠	٢٠

تحقق من أن المحاضرة لها فعالية على تغيير الاتجاهات .

الحل : يلاحظ أن عدد أفراد العينة ٢٠٠

علينا أن نحسب النسب المئوية لجميع الخلايا وكذا مجاميع النسب خارج

الجدول كما يلي:

		بعد	
		أرفض موافق	
قبل	موافق	,٠٥	,٢٥
	أرفض	,٥٥	,١٥
		,٦٠	,٤٠

$$\frac{,٣٠ - ,٤٠}{\sqrt{\frac{,١٥ + ,٠٥}{٢٠٠}}} = Z$$

$$\frac{,١٠}{,٠٣٢} = Z$$

$$٣,١٣ =$$

وواضح أن قيمة Z أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠.١، بخصوص اختبار ذيل واحد وهي ٢,٣٣

وبذلك تكون هناك فروق بين نسب الموافقين قبل البرنامج عنها بعد البرنامج
ملاحظة : هناك صورة أخرى لقانون Z الخاص بدلالة فروق النسب المرتبطة أشار إليها Ferguson و Takane ولا تستخدم النسب بل تعتمد على التكرارات وهي:

$$\frac{A - D}{\sqrt{A + D}} = Z$$

حيث أ : عدد الذين رفضوا قبل ووافقوا بعد .

د : عدد الذين وافقوا قبل ورفضوا بعد .

ملاحظة : وعند استخدام اختبار Z لدلالة فروق النسب المرتبطة يمكن أن يظهر لأزواج الملاحظات (قبل - بعد) ارتباط يكون موضوعاً في الاعتبار عند اختبار فروق النسب .

ملاحظات عامة :

حينما يتوصل الباحث إلى أن قيمة «ت» لدلالة الفروق للمتوسطات المستقلة أو قيمة «Z» لدلالة الفروق للنسب المستقلة دالة إحصائية، فهذا يشير إلى دور المتغير المستقل غير المنعدم على المتغير التابع موضع الاهتمام ، ولكن لا يجب أن نكتفي بالدلالة الإحصائية للقيمة التي حصلنا عليها حتى وإن كانت مرتفعة .

إن هناك من الباحثين من يعتمد في تقرير النتائج فقط على قيمة «ت» أو قيمة «Z» وربما يغالى في تفسير هذه النتائج رغم أنه ربما لا يكون لها قيمة من الناحية العملية أو الميدانية مما يوقعنا في بركة من ماء المعالجات أو شك أن يكون اسئاً. وهذا ما يحبذ عدم الاكتفاء بحساب تلك القيم ومعرفة دلالتها الإحصائية بل كذلك إيجاد مقدار العلاقة بين المتغير المستقل والتابع ، وذلك من قانون معامل الارتباط الثنائي على النحو التالي :

إذا كانت النسبة المحسوبة للكشف عن دلالة الفروق هي «ت»

تحسب العلاقة القائمة بين المتغيرين بالقانون :

$$\sqrt{\frac{\sum T^2}{\sum T + \text{درجات حرية } T}} = \eta$$

و درجات الحرية هنا تحسب في ضوء كون العينتين مستقلتين ومتجانستين أو

مستقلتين وغير متجانستين حيث η يسمى ايٲا وهو رمز لاتيني The Greek Letter eta

وإذا كانت النسبة المحسوبة للكشف عن دلالة الفرق هي "Z" تحسب العلاقة القائمة بين المتغيرين بالقانون

$$\sqrt{\frac{\sum Z^2}{\sum Z^2 + N_1 + N_2 - 2}} = \eta$$

حيث $N_1 + N_2$ حجم العينتين

مثال : نفرض أن باحثا حصل على قيمة $T = 3,75$

عندما قارن مجموعتين متجانستين إحداهما درست بطريقة حديثة

والأخرى درست بالطريقة التقليدية وكان حجم العينتين ١٠ ، ١٥ على الترتيب

في اتجاه الطريقة الحديثة حيث كان لها متوسط أعلى ، فهل لهذه النتيجة

أهمية من الناحية العملية أو التطبيقية ؟

الحل : علينا أن نحسب قوة العلاقة

$$\sqrt{\frac{\sum T^2}{\sum T + \text{درجات الحرية}}} = r$$

حيث أن المجموعتين متجانستان إذن $D \cdot C = N_1 + N_2 - 2$

أي أن $D \cdot C = 10 + 15 - 2 = 23$

$$\text{إذن } r = \sqrt{\frac{\sum (3,75)^2}{23 + \sum (3,75)^2}}$$

$$= \sqrt{\frac{14,06}{23 + 14,06}}$$

$$\sqrt{.37} =$$

$$.62 =$$

وهذا يعنى أن (,62) ^٢ [تسمى قيمة معامل التحديد] أى ٣٧ ٪ من تباين الدرجات يعزى إلى الطريقة الجديدة ، وأن ٦٣ ٪ من التباين لا يعزى إلى هذه الطريقة .

مثال : نفرض أن باحثا حصل على $Z = 2.39$ عندما وجد نسبة من شفى بدواء مكاف أعلى من نسبة من شفى بدواء رخيص الثمن حينما أقام بحثه على مجموعتين من المرضى حجميهما ١١ ، ١٠ فهل للدواء الجديد أهمية تطبيقية إذا كان الباحث قد توصل إلى نسب شفاء أكثر باستخدام الدواء المكاف .

الحل :

$$\sqrt{\frac{{}^2(2.39)}{19 + {}^2(2.39)}} = r$$

$$\sqrt{.23} = r$$

$$.48 = r$$

أى أن (,48) ^٢ أى ٢٣ ٪ من نسب الشفاء تعود للدواء الجديد المكاف بينما ٧٧ ٪ من نسب الشفاء لا يعود للدواء الجديد المكاف .

ملاحظة هامة : Gain - Score

حينما لا يريد الباحث ضبط المتغير التابع قبل التجربة ، أو لا يرغب فى استبعاد بعض أفراد العينة موضوع الاهتمام لسبب أو لآخر . وكان هدفه إيجاد الفرق بين درجات عينتين مستقلتين .

فإن من الممكن إيجاد فرق الدرجات المتناظرة القبليّة عن البعديّة فى العينة الأولى مع مراعاة أخذ الاشارات السالبة فى الاعتبار أن وجدت واعتبار القيم الناتجة من هذه الفروق هى درجات المفحوصين فى العينة الأولى ونحسب لها المتوسط والانحراف المعياري وبالطبع معروف عدد أفراد هذه العينة . واتباع نفس السابق مع درجات العينة الثانية . وهذا ما يعرف بـ Gain - Score

ولإيجاد دلالة الفروق بين العينتين نستخدم اختبار «ت» أما للعينات المتجانسة أو غير المتجانسة أو غيرها . ويسمى هذا الأسلوب Gain - Score الذي يعتبر درجة المفحوص هي الفرق بين درجته الأولى أو أولاً ودرجته ثانياً أو درجته قبل ودرجته بعد أو درجته القبلية ودرجته البعدية .

الفصل الرابع

التصميم التجريبي بأكثر من

معالجتين للقياسات المستقلة

مقدمة :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات الأولى من الأطفال ، والثانية من المراهقين والثالثة من الشباب ، وأردنا مقارنة المجموعات الثلاث في متغير مثل مفهوم الذات بمعنى أننا في حاجة إلى معرفة الأثر النسبي لمراحل النمو على مفهوم الذات . ربما يتطرق ذهن البعض إلى فكرة استخدام اختبار «ت» لجميع أزواج المقارنات الممكنة ، أي استخدام اختبار «ت» لمقارنة الأطفال بالمراهقين ثم استخدامه مرة أخرى لمقارنة الأطفال بالشباب ثم استخدامه مرة ثالثة لمقارنة المراهقين بالشباب . أن هذه الفكرة تبعدنا عن الصواب لعدد من الأسباب :

١ - الجهد المبذول في عقد المقارنات :

إن عدد المقارنات اللازمة لكل زوج من المتوسطات بطبيعة الحال يتوقف على عدد المجموعات بحيث أن

$$\text{عدد المقارنات} = \frac{\text{عدد المجموعات} \times (\text{عدد المجموعات} - 1)}{2}$$

وفي مثالنا السابق كان لدينا ثلاث مجموعات (أطفال - مراهقون - شباب) ولزم الأمر استخدام اختبار «ت» ثلاث مرات . أما إذا كان لدينا خمس مجموعات مثلا كويتيون - سعوديون - مصريون - سودانيون - مغاربة فيكون مطلوب عقد $\frac{5 \times 4}{2}$ أي ١٠ مقارنات .

أي أن عدد المقارنات يزداد بزيادة عدد المجموعات أي بزيادة عدد المتوسطات موضع المقارنة .

٢ - إضعاف عملية المقارنة :

عند كل استخدام لاختبار «ت» تعتمد المقارنة على زوج واحد فقط من المتوسطات ، لأننا نستخدم المتوسطين الخاصين بالمجموعتين محور الاهتمام وبالتالي نهمل مؤقتا بقية المعلومات عن المجموعات الأخرى ، التي من الواجب أخذها في الاعتبار ، لأنها بطبيعتها جزء لا يجب أن ينفصل وإدخاله يجعل المقارنة أقوى لو توفر أسلوب يعقد المقارنات جميعها في أن واحد وليس في صورة ثنائيات .

٣ - مخاطرة الوقوع في خطأ من النمط الأول [نمط (١)] :

معروف أن الخطأ من النمط الأول Type One Error هو رفض الفرض الصفري عندما يكون صحيحاً أو من الواجب قبوله وتكرار استخدام اختبار ، ت ، يزيد المخاطرة Risk في ارتكاب خطأ من هذا النوع . لأن عدد المقارنات ومستوى الدلالة يرتبطان باحتمالية الوقوع أو ارتكاب خطأ أو أكثر من النمط الأول طبقاً للعلاقة التالية :

$$1 - (\alpha - 1) = 1 - \alpha$$

حيث α : عدد المقارنات

، α : مستوى الدلالة المستخدم في هذه المقارنات (احتمال الوقوع في خطأ)

ولعلنا نعرف أن اختيارنا لمستوى دلالة ٠,٥ ، يعني أننا عرضة لرفض الفرض الصفري في الوقت الذي كان من الواجب قبوله ٥% من المرات .

وفي حالة وجود ثلاث مجموعات (طلاب ابتدائي - طلاب ثانوي - طلاب جامعة) تبدو الحاجة إلى ثلاث مقارنات $r = 3$ وعند مستوى دلالة ٠,٥ ، أي $\alpha = ٠,٥$ ، فإن احتمالية ارتكاب خطأ من النمط (١)

$$1 - (0.05 - 1) = 1 - 0.05$$

$$1 - (0.95) = 1 - 0.95$$

$$1 - 0.86 = 0.14$$

$$= 0.14$$

أي ما يقرب من ثلاثة أمثال مستوى الدلالة ٠,٥ ، الذي سوف يختار إذا تم عقد مقارنة واحدة فقط للثلاث متوسطات في ان واحد وفي حالة وجود خمس مجموعات (كويتيون - سعوديون - مصريون - سودانيون - مغاربة) تبدو الحاجة إلى ١٠ مقارنات أي $r = 10$ وعند مستوى دلالة ٠,٥ ، أي $\alpha = ٠,٥$ ، فإن احتمالية الوقوع في خطأ من النمط (١) مرة أو أكثر .

$$1 - (0.05 - 1) = 1 - 0.05$$

$$1 - (0.95) = 1 - 0.95$$

$$= 1 - 60,$$

$$= 40,$$

أى ما يقرب من ثمانية أمثال مستوى الدلالة ٠٥ .

ويلاحظ أن كثرة عدد المقارنات باستخدام اختبارات، وذلك تبعاً لزيادة عدد المجموعات (المتوسطات) يزيد من احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط (١) بمعنى زياده احتمالية رفضنا للفرض الصفري (القائل بعدم وجود فروق) . أى زيادة قبولنا لوجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات فى الوقت الذى تكون هذه الفروق ليست فى الحقيقة ذات دلالة إحصائية .

٤ - اضطراب الوقوع فى خطأ نمط (١) :

إن المقارنات بين متوسطات المجموعات على أساس مجموعتين فى كل مره للمقارنة يجعلنا نفرض استقلالية المتوسطات فى الوقت الذى هى فيه ليست مستقلة فى الواقع ، وهذا يزيد من احتمالية الوقوع فى الخطأ نمط (١) بدرجة أكبر من القيمة التى تحسب طبقاً للمعادلة السابقة .

تحليل التباين الأحادي الاتجاه One Way Analysis of Variance

ولنقاط الضعف السابقة عند استخدام اختبارات، فى حالة وجود أكثر من مجموعتين بهدف المقارنة اقترح السير رونالد فشر Sir R. Fisher أسلوب إحصائى يمكنه عقد هذه المقارنات فى ان واحد وأطلق عليه تحليل التباين . وقد كان لبيرت Burt الريادة فى تطبيق هذا الأسلوب فى العلوم النفسية والتربوية .

وهناك أشكال لتحليل التباين تتوقف على عدد المتغيرات المستقلة والتابعة . وأبسط أنواعها تحليل التباين الأحادى الذى يهتم بالكشف عن الفروق أو الاختلافات فى ظاهرة بين عدد من المجموعات أو فى متغير تابع واحد ، وكل مجموعة من هذه المجموعات يطلق عليها معالجة Treatment

ومن المعروف أن التباين هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط ، أى أنه مربع الانحراف المعياري .

$$\text{أى أن التباين} = \bar{C}^2$$

وحيثما يكون لدينا مجموعتان مثلاً الأولى من الذكور والثانية من الإناث طبق

عليهم اختبار في الذكاء وجاءت إحصاءات المجموعة الأولى \bar{X}_1 ، S_1 ، n_1
 وإحصاءات المجموعة الثانية \bar{X}_2 ، S_2 ، n_2

فيمكننا حساب المتوسط الكلي للمجموعتين وكذا الانحراف المعياري لهما معا
 طبقا للقوانين التالية :

$$\bar{X} = \frac{\bar{X}_1 \times n_1 + \bar{X}_2 \times n_2}{n_1 + n_2} \quad \text{س المتوسط الكلي (الوزني)}$$

ع الانحراف المعياري الكلي (الوزني)

$$= \sqrt{\frac{n_1 \times (S_1^2 - \bar{X}_1^2) + n_2 \times (S_2^2 - \bar{X}_2^2)}{n_1 + n_2} + \frac{n_1 \times \bar{X}_1^2 + n_2 \times \bar{X}_2^2}{n_1 + n_2}}$$

وبالتالي يكون التباين الكلي

$$= \frac{n_1 \times (S_1^2 - \bar{X}_1^2) + n_2 \times (S_2^2 - \bar{X}_2^2)}{n_1 + n_2} + \frac{n_1 \times \bar{X}_1^2 + n_2 \times \bar{X}_2^2}{n_1 + n_2}$$

ويبدل الجزء الأول من القانون السابق $\frac{n_1 \times \bar{X}_1^2 + n_2 \times \bar{X}_2^2}{n_1 + n_2}$ على التباين

الداخلي للمجموعتين ، أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات
 بالنسبة لمتوسطها ، وهكذا حسب تباين البنات بالنسبة لمتوسط درجات البنات وحسب
 تباين البنين بالنسبة لمتوسط درجات البنين ، ونسمى ذلك النوع من التباين بالتباين
 داخل المجموعات Within Groups .

$$\frac{n_1 \times (S_1^2 - \bar{X}_1^2) + n_2 \times (S_2^2 - \bar{X}_2^2)}{n_1 + n_2} \quad \text{ويبدل الجزء الثاني من القانون السابق}$$

على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزني ، أو حاصل جمع تباين درجات كل
 مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة للمتوسط الوزني للمجموعتين ، ونسمى هذا

النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups .

وعلى ذلك فإن

التباين الكلى = التباين داخل المجموعات + التباين بين المجموعات

وبما أن هذه الإضافة تقوم في جوهرها على جمع المربعات ، إذن يمكن أن نعيد صياغة المعادلة السابقة كما يلي :

المجموع الكلى للمربعات = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات .

ويعتمد تحليل التباين في صورته النهائية على الكشف عن مدى اقتراب التباين بين المجموعات من التباين داخل المجموعات أو مدى ابتعاده عنه . ويقاس ذلك بإيجاد النسبة بين تقديري التباين أو خارج قسمتهما كما اقترحها فشر Fisher وأطلق عليها نسبة «ف» F Ratio حيث

$$F = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

ونحصل على قيمة التباين بين المجموعات بأن نوجد متوسط مجموع مربعات انحرافات كل مجموعة عن متوسطها ثم نجمع هذه القيم الناتجة للمجموعات موضع الاهتمام وهذا الجمع ممكن بشرط تجانس تباين هذه المجموعات بمعنى تساوى تباين مجتمعات المجموعات موضع الاهتمام .

ونحصل على قيمة التباين داخل المجموعات (ويسمى تباين الخطأ) بأن نوجد مجموع مربعات انحرافات متوسط كل من المجموعات موضع الاهتمام عن المتوسط العام \bar{y} ثم نجمع القيم الناتجة .

وبطبيعة الحال فإنه كلما كان التباين بين المجموعات أكبر من التباين داخل المجموعات كان الناتج وهو قيمة «ف» أكبر وزادت احتمالية الحصول على درجة إحصائية لهذه القيمة الناتجة من خارج قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات ، وتحدد قيمة هذه النسبة ما إذا كان تقديراً التباين مستمدين من مجتمع واحد ، أما إذا كان التقديران مختلفين فإننا نستنتج أن الأمر لا يعزى إلى الصدفة وإنما إلى اختلاف المجموعات ، وهذا يتطلب تحديد مستوى دلالة للتحقق من

صحة الفرض الصفري ، وذلك بالرجوع إلى جدول الدلالة الإحصائية لـ « ف »
بالملاحق .

والتصميم يمكن تلخيصه على النحو التالي :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات (أطفال - مراهقون - شباب) تم تطبيق
اختبار لمفهوم الذات على كل مجموعة وحصلنا على بيانات أو درجات ، فعلياً أن
نحسب لكل مجموعة من هذه المجموعات الإحصاءات التالية :

- ن عدد أفراد المجموعة
- مج س مجموع الدرجات لكل مجموعة .
- مج س^٢ مجموع مربعات الدرجات لكل مجموعة .
- س متوسط كل مجموعة .
- ع الانحراف المعياري لكل مجموعة
- س المتوسط الكلي (الوزني) للمجموعات الثلاث
- علما بأن :

$$\bar{s} = \frac{\text{مج س}}{ن}$$

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مج س}^2}{ن} - \frac{(\text{مج س})^2}{ن^2}} \quad \text{أو} \quad ع = \sqrt{\frac{\text{مج س}^2}{ن} - \frac{(\bar{s} - س)^2}{ن}}$$

$$\bar{s} = \frac{س_١ + س_٢ + س_٣ + \dots}{٣} \quad \text{إذا كانت المجموعات متساوية الأحجام .}$$

$$\bar{s} = \frac{س_١ \times ن_١ + س_٢ \times ن_٢ + س_٣ \times ن_٣ + \dots}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣}$$

إذا كانت المجموعات غير متساوية الأحجام .

ثم نطبق الخطوات القادمة وللمهولة على نفس النسق الموضح

بين المجموعات	داخل المجموعات
<p>١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات</p> $= \sum_{i=1}^m \left[\sum_{j=1}^n x_{ij} - n \bar{x}_i \right]^2 + \sum_{j=1}^n \left[\sum_{i=1}^m x_{ij} - m \bar{x}_j \right]^2 + \dots$ <p>٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات</p> $= \text{عدد المجموعات} - ١$ <p>الخطوة (١)</p> <p>الخطوة (٢)</p>	<p>(١) نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات</p> $= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}^2 - \sum_{i=1}^m n \bar{x}_i^2 - \sum_{j=1}^n m \bar{x}_j^2 + \dots$ <p>(ب) نحسب درجات الحرية داخل المجموعات</p> $= \text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات}$ <p>(ج) نحسب التباين داخل المجموعات</p> <p>الخطوة (١)</p> <p>الخطوة (ب)</p>
<p>(١) احسب مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات</p> <p>(٢) احسب درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات .</p>	<p>(١) احسب مجموع المربعات الكلي = مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات</p> <p>(٢) احسب درجات حرية الكلي للمجموع = درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات .</p> <p>التباين بين المجموعات</p> <p>التباين داخل المجموعات</p> <p>(٢) احسب النسبة التائية ف =</p>

وننبغي أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة F ، بمقارنتها بجداول دلالة F ، المرفق باللاحق عند درجات حرية بين المجموعات (نأخذها من النصف الأول من الجدول باللاحق) وداخل المجموعات (نأخذها من العمود الأول من الجدول باللاحق)

علينا أن نرصد النتائج التي حصلنا عليها طبقاً لأرقام الخطوات السابقة في جدول كالشكل التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١	٢	٣		
داخل المجموعات	أ	ب	ح		
(الخطأ)				iii	المقارنة باللاحق
الكل	١	ii			

مثال : طبق اختبار للقلق على ثلاث مجموعات من مراحل عمرية (نمو مختلفة

وجاءت درجاتهم كما يلي

الطفولة المتأخرة : ٧ ، ٩ ، ٥ ، ٤

المراهقة : ١٢ ، ٦ ، ١٧ ، ٨ ، ١٢

الشباب : ٤ ، ٨ ، ٨ ، ٦ ، ٤ ، ٥

والمطلوب التحقق من صحة الفرض القائل : لا توجد فروق ذات دلالة

إحصائية في القلق بين الأطفال والمراهقين والشباب .

الحل :

أطفال		مراهقين		شباب	
س _١	س _٢	س _١	س _٢	س _١	س _٢
٧	٤٩	١٢	١٤٤	٤	١٦
٩	٨١	٦	٣٦	٨	٦٤
٥	٢٥	١٧	٢٨٩	٨	٦٤
٤	١٦	٨	٦٤	٦	٣٦
		١٢	١٤٤	٤	١٦
				٥	٢٥
ن _١ = ٤	مج س _١ = ١٧١	ن _٢ = ٥٥	مج س _٢ = ٦٧٧	ن _٣ = ٦	مج س _٣ = ٢٥
مج س _١ = ٢٥		مج س _٢ = ٥٥		مج س _٣ = ٢٥	

علينا حساب قيم المتوسطات

$$\bar{س}_1 = \frac{\text{مج س}_1}{\text{ن}_1} = \frac{25}{4} = 6,25$$

$$\bar{س}_2 = \frac{\text{مج س}_2}{\text{ن}_2} = \frac{55}{5} = 11$$

$$\bar{س}_3 = \frac{\text{مج س}_3}{\text{ن}_3} = \frac{30}{6} = 5,83$$

$$\frac{\dots + \bar{س}_3 \times \text{ن}_3 + \bar{س}_2 \times \text{ن}_2 + \bar{س}_1 \times \text{ن}_1}{\text{ن}_3 + \text{ن}_2 + \text{ن}_1} = \bar{س}$$

$$\frac{(5,83 \times 6) + (11 \times 5) + (6,25 \times 4)}{6 + 5 + 4} =$$

$$\frac{114,98}{15} =$$

$$7,67 =$$

وعلىنا حساب قيم الانحرافات المعيارية

$$\sqrt{\left(\frac{\text{مج س}_1}{\text{ن}_1} - \bar{س} \right)^2} = \sigma_1$$

$$\sqrt{\left(6,25 - \frac{171}{4} \right)^2} =$$

$$\sqrt{3,79} =$$

$$1,92 = \sigma_1$$

$$\sqrt{\left(\frac{\sum_{i=1}^3 \frac{(\sum_{j=1}^3 x_{ij})^2}{3}}{11} - \frac{(\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 x_{ij})^2}{33} \right)} = \sigma_e$$

$$\sqrt{\left(\frac{11}{3} - \frac{677}{9} \right)} =$$

$$\sigma_e = 3,79$$

$$\sqrt{\left(\frac{6}{11} - \frac{221}{121} \right)} = \sigma_e$$

$$\sigma_e = 1,68$$

والآن علينا حساب الخطوات بخصوص داخل المجموعات :

(أ) نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 x_{ij}^2 = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 x_{ij}^2$$

$$= 4(1,92) + 5(3,79) + 6(1,68) =$$

$$= 103,51$$

(ب) نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

$$= \text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات}$$

$$= 15 - 3 =$$

$$= 12$$

(ج) نحسب التباين (متوسط المربعات) داخل المجموعات

$$= \frac{103,51}{12} =$$

$$= 8,64$$

وكذلك بالمثل علينا حساب الخطوات بخصوص بين المجموعات :

١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \sum_{i=1}^3 n_i [\bar{S}_i - \bar{S}]^2 = n_1 [\bar{S}_1 - \bar{S}]^2 + n_2 [\bar{S}_2 - \bar{S}]^2 + n_3 [\bar{S}_3 - \bar{S}]^2$$

$$= 4 [7,67 - 6,25]^2 + 5 [7,67 - 11]^2 + 6 [7,67 - 5,83]^2$$

$$= 8,06 + 55,45 + 20,31 = 83,82$$

٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات

$$= \text{عدد المجموعات} - 1$$

$$= 3 - 1 = 2$$

٣ - نحسب التباين (متوسط المربعات) بين المجموعات

$$= \frac{83,82}{2} = 41,91$$

وكذلك علينا حساب خطوات التباين الكلى :

(i) نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \text{مجموع المربعات داخل المجموعات} + \text{مجموع المربعات بين المجموعات}$$

$$= 103,51 + 83,82 = 187,33$$

(ii) نحسب درجات حرية المجموع الكلى للمربعات

$$= \text{درجات حرية داخل المجموعات} + \text{درجات حرية بين المجموعات}$$

$$= 12 + 2 = 14$$

(iii) نحسب النسبة الفائبة $F = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$

$$F = \frac{41,91}{8,64}$$

$$= 4,85$$

وعلينا أن نقارن قيمة «ف» المحسوبة بالقيم النظرية أو الجدولية من جدول الدلالة الإحصائية لـ «ف» بالملاحق ، وذلك عند درجات حرية ٢ من الصف الأول ، ١٢ من العمود الأول سوف نجد القيم الجدولية :

عند مستوى ٠,٥ ، هي ٣,٨٨

عند مستوى ٠,١ ، هي ٦,٩٣

ويلاحظ أن قيمة «ف» المحسوبة (٤,٨٥) أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٥ ، فقط .

إذن فالفروق القائمة بين درجات القلق في هذه المجموعات فروق جوهرية لها دلالتها الإحصائية .

وعلى الباحث أن يفسر معنى هذه الفروق وأسبابها والجدول التالي يلخص النتائج السابقة :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٨٣,٨٢	٢	٤١,٩١		
داخل المجموعات (الخطأ)	١٠٣,٥١	١٢	٨,٦٤	٤,٨٥	٠,٥
الكل	١٨٧,٣٣	١٤			

ملاحظة : في بعض الحالات ربما جاءت أحجام العينات n_1 ، n_2 ، n_3 متساوية

ويمكن اتباع نفس الخطوات السابقة مع وضع $n_1 = n_2 = n_3 = n$

وبطبيعة الحال فسوف تكون عمليات الاختصار أسهل .

ويأتى شكل النتائج عند الاعتماد على حزمة البرامج Spss- X كما تظهر بالجدول التالى :

Analysis of variance table from ONEWAY					
----- O N E W A Y -----					
Variable By Variable	WELL EDUC8	SENSE OF WELL-BEING SCALE EDUCATION IN 3 CATEGORIES			
ANALYSIS OF VARIANCE					
SOURCE	D.F.	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARES	F RATIO	P PROB.
BETWEEN GROUPS	5	361.3217	72.2643	11.5255	.0000
WITHIN GROUPS	494	3097.3463	6.2699		
TOTAL	499	3458.6680			

مقياس قوة العلاقة في تحليل التباين بين المتغير المستقل والمتغير التابع :

من الملاحظ أن بعض الباحثين يعتمدون في تقرير نتائجهم على الدلالة الإحصائية للنسبة الفئوية دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرين ، وتصبح هناك مغالاة في تفسير النتائج اعتماداً على دلالة قيمة « ف » ، على الرغم من أنه ربما لا تكون لها قيمة من الناحية التطبيقية أو العملية . ولذلك فإذا وجد الباحث أن قيمة النسبة الفئوية دالة إحصائياً ، فمعنى ذلك أن المتغير المستقل (وهو مراحل النمو في مثالنا السابق) له تأثير غير صفري على المتغير التابع (القلق في مثالنا السابق) ، ولكنه لا يدل على حجم التأثير أو درجة العلاقة بين المتغيرين . وربما كانت دلالة « ف » إحصائياً لا تعنى وجود علاقة قوية بين المتغيرين . ويمكن تحديد مقدار العلاقة بقانون على الشكل التالى :

$$F = \frac{(F - 1) \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}}{[F \times \text{درجات الحرية بين المجموعات}] + \text{درجات الحرية داخل المجموعات}}$$

والرمز F يقرأ ايبسلون (معامل ايبسلون) .

ف قيمة ف المحسوبة في تحليل التباين .

ومن المثال السابق نلاحظ أننا حصلنا على :

$$F = 8,45 \quad \text{دالة عن } 0,05$$

درجات الحرية بين المجموعات = 2

درجات الحرية داخل المجموعات = 12

$$F = \frac{2 \times (1 - 8,45)}{12 + 2 \times 8,45}$$

$$F = \frac{2 \times 3,85}{12 + 9,7} = \frac{7,7}{21,7}$$

$$F = 0,35$$

$$F = 0,09$$

وهذه القيمة تدل على أن العلاقة بين مراحل النمو والقلق 0,09

دالة عند نفس المستوى 0,05 ، ولكنها علاقة قوية

ومن غير الصحيح ظن البعض أن دلالة قيمة F ، تعنى أن للمتغير المستقل (مراحل النمو في المثال السابق) تأثيراً قوياً ، أو أن التأثير يكون أقوى عند مستوى دلالة 0,1 ، عنه في حالة مستوى الدلالة 0,05 ، ولكن المناسب حساب مقدار العلاقة بين المتغيرين كما وضعنا .

إن قيمة النسبة الفائية F ، تتأثر بعوامل أخرى غير تأثير المتغير المستقل في التصميم التجريبي ، فكلما زاد حجم العينات زادت قيمة F ، على الرغم من ثبات تأثير المتغير المستقل . وهذا ما يجعل هناك تفضيلاً لحساب مقدار هذا التأثير من خلال مقدار العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

التباين المفسر في تحليل التباين :

من الهام في تحليل التباين معرفة التباين في درجات المتغير التابع التي تعزى إلى المتغير المستقل .

ويستخدم لذلك إحدى الصورتين التاليتين :

$$\hat{\omega}^2 = 1 - \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

أو

$$\hat{\omega}^2 = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلى}}$$

حيث $\hat{\omega}^2$ هي التباين المفسر وتقرأ (أومجا كاب تربيع) وعند تفسير القيمة الناتجة من أحد القانونين السابقين تناقش كنسبة مئوية وذلك بضرب النتائج $\times 100$.

ومن مثالنا السابق نعلم أن :

مجموع المربعات بين المجموعات كان ٨٣,٨٢
ومجموع المربعات الكلى كان ١٨٧,٣٣

$$\text{إذن } \hat{\omega}^2 = \frac{83,82}{187,33} = 0,45$$

ومن ذلك نقول : إن ٤٥ ٪ من التباين في درجات القلق يعزى لكون العينات من مراحل نمو (عمرية) مختلفة .

وإذا كان البعض مثل Marascuilo يرى أن نسبة التباين التي تزيد عن ٥٠ ٪ تدل على أثر مرتفع للمتغير المستقل إلا أن فؤاد أبو حطب و Cohen يتفقان على أن التأثير الذي يفسر حوالى ١ ٪ من التباين الكلى يدل على تأثير ضئيل والتأثير الذى يفسر حوالى ٦ ٪ من التباين الكلى يعد تأثيراً متوسطاً أما التأثير الذى يفسر ١٥ ٪ فأكثر من التباين الكلى يعد تأثيراً كبيراً ، وبالرغم من ذلك فلا توجد طريقة إحصائية دقيقة للوصول إلى الحكم .

ويمكن اتخاذ القيم التالية فى الاعتبار عند مناقشة قيمة التباين المفسر .

- ٦٠ ٪ فأكثر أثر مرتفع جداً للمتغير المستقل .
- ٥٠ ٪ - أقل من ٦٠ ٪ أثر مرتفع للمتغير المستقل .
- ٤٠ ٪ - أقل من ٥٠ ٪ أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .
- ٣٠ ٪ - أقل من ٤٠ ٪ أثر متوسط للمتغير المستقل .

٢٠٪ - أقل من ٣٠٪ أثر أقل من المتوسط للمتغير المستقل .

١٠٪ - أقل من ٢٠٪ أثر منخفض للمتغير المستقل .

أقل من ١٠٪ أثر منخفض جدا للمتغير المستقل .

وعلى هذا فالقيمة التي حصلنا عليها ٤٥٪ تشير إلى أثر فوق المتوسط لمتغير مرحلة النمو على متغير القلق .

ويذكر Ferguson and Takan أنه يمكن استخدام نفس فكرة القانون السابق بل نفس نصه في حساب قوة الترابط The Strength of Association بين المتغير المستقل والمتغير التابع باستخدام معامل ايتا (eta) المشهور لحساب نسبة الارتباط Correlation Ratio والتي يرمز لها بالرمز اللاتيني (η) The Greek Letter eta

$$\text{حيث مربع معامل ايتا} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{مجموع المربعات الكلي}}$$

ويفسر بنفس الطريقة السابقة بعد ضرب الناتج $\times 100$ لتحويله إلى نسبة مئوية .

الشروط التي يستند عليها لاستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه :

إن الاعتماد على تحليل التباين كأسلوب إحصائي يشترط بعض الافتراضات :

١ - استقلالية المجموعات موضع المقارنة أي أنها مجموعات غير مترابطة أي لم يتكرر تطبيق الاختبار على أي منها واعتبار القياس في المرة الأولى والقياس في المرة الثانية بمثابة مجموعات مستقلة ، ولا يحتك أفراد المجموعات ببعضهم البعض ولا حتى يتفاعل الأفراد داخل المجموعة الواحدة أثناء تنفيذ تجربة قياس الظاهرة موضع الاهتمام . لأن هناك تصميمات خاصة بالقياسات المتكررة Repeated Measures ولا يستخدم تحليل التباين السابق ذكره في حالة وضع الأشخاص في شكل مجموعات مستقلة بناء على فكرة المزاوجة Matching

٢ - التوزيع الاعتنالي لدرجات الظاهرة في المجتمعات موضع الدراسة ،

وإن كان Hays لا يولى هذا الشرط اهتمامه إذا كان حجم كل عينة من

العينات موضع المقارنة كبيراً . ويمكن مع حجم العينات الصغير استخدام

تحليل التباين بشرط تحقق التوزيع الطبيعي .

وعموما فاللاطمئنان يمكن استخدام اختبار (ك^٢) في حالة العينات التي أحجامها أكثر من ٣٠ مفحوصا للتحقق من اعتدالية التوزيع أو استخدام اختبار (K.S) كولموجوروف - سميرنوف في حالة العينات ٣٠ مفحوصا فأقل .

٣ - تجانس تباين درجات الظاهرة في المجتمعات موضع الاهتمام ، وهذا يعنى أن يكون للمجتمعات التي استمدت منها المجموعات موضع المقارنة نفس التباين (ع^٢) إلا أن لها بالطبع متوسطات مختلفة . وإذا تساوت المجموعات موضع المقارنة في حجمها فإن شرط التجانس يمكن التغاضي عنه .

ولكن ربما كان من الصعب توفر شرط التجانس أو توفر مساواة أحجام العينات موضع المقارنة وهناك مخاطرات عندئذ ، فإذا جاء تباين المجموعات ذات الحجم الأقل لها تباين كبير ، فإن احتمال الوقوع في خطأ نمط (١) يكون أكبر من مستوى الدلالة المعتمد عليه في الدراسة (∞) وهذا بطبيعة الحال يزيد من فرص رفض الفرض الصفري حينما يكون من الواجب قبوله وإذا جاء تباين المجموعات ذات الحجم الأكبر لها تباين كبير ، فإن احتمال الوقوع في الخطأ نمط (١) يكون أقل من مستوى الدلالة المعتمد عليه في الدراسة (∞) وهذا بطبيعة الحال يقلل من فرص رفض الفرض الصفري عندما يكون صحيحا وأيضا يكون الأمر في صالح الباحث .

وعموما فإن عدم توفر شرط تجانس التباين يجعلنا أمام فكرة : ترك أسلوب تحليل التباين لمعالجة قضية البحث واستخدام الإحصاء اللابارا مترى (راجع زكريا الشربيني ، ١٩٩٠) أو استخدام فكرة التحويلات . Transformations مثل أخذ لوغاريتم Log البيانات أو الجذر التربيعي لها أو غيرها

طريقة أخرى لحساب تحليل التباين أحادى الاتجاه :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات نود المقارنة بينها

المجموعة الأولى المجموعة الثانية المجموعة الثالثة

س _١	س _٢	س _٣
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
حجم المجموعة	ن _١	ن _٢
مجموع الدرجات	مج س _١	مج س _٢
مجموع مربعات الدرجات	مج س _١ ^٢	مج س _٢ ^٢

فعلينا أن نسير تبعا للخطوات التالية :

$$١ - \text{نحسب حجم جميع العينات } N = N_1 + N_2 + N_3 + \dots$$

$$٢ - \text{نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة وكذا مجموع الدرجات لجميع المجموعات مج س.}$$

$$٣ - \text{نحسب مجموع المربعات الكلى}$$

$$= \left[\text{مج س}_1^2 + \text{مج س}_2^2 + \dots + \text{مج س}_n^2 \right] - \frac{(\text{مج س})^2}{N}$$

$$٤ - \text{نحسب مجموع المربعات بين المجموعات}$$

$$= \frac{(\text{مج س}_1)^2}{N_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{N_2} + \dots + \frac{(\text{مج س}_n)^2}{N_n}$$

- ٥ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) - الخطوة (٤) .
- ٦ - درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - ١
- ٧ - درجات الحرية داخل المجموعات = ن جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات
- ٨ - درجات الحرية الكلى = الخطوة (٦) + الخطوة (٧) .
- ٩ - نحسب التباين بين المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٦)}}$
- ١٠ - نحسب التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٧)}}$
- ١١ - نحسب قيمة ف = $\frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

مثال : فيما يلي درجات ثلاث مجموعات في اختبار للقدرة العددية . والمطلوب التحقق من دلالة الفروق بين هذه المجموعات .

المجموعة الأولى :	٨	١٠	١١	١١	١٢
المجموعة الثانية :	١١	١٣	١٣	١٥	١٦
المجموعة الثالثة :	٥	٥	٨	٩	١٠

الحل :

المجموعة الأولى		المجموعة الثانية		المجموعة الثالثة	
س _١	س _٢	س _١	س _٢	س _١	س _٢
٨	٦٤	١١	١٢١	٥	٢٥
١٠	١٠٠	١٣	١٦٩	٥	٢٥
١١	١٢١	١٣	١٦٩	٨	٦٤
١١	١٢١	١٥	٢٢٥	٩	٨١
١٢	١٤٤	١٦	٢٥٦	١٠	١٠٠

ن _١ = ٥	ن _٢ = ٥	ن _٣ = ٥
مج س _١ = ٥٢	مج س _٢ = ٦٨	مج س _٣ = ٣٧
مج س _١ ^٢ = ٥٥٠	مج س _٢ ^٢ = ٩٤٠	مج س _٣ ^٢ = ٢٩٥

١ - نحسب حجم جميع العينات ن = ن_١ + ن_٢ + ن_٣

$$٥ + ٥ + ٥ = ١٥$$

٢ - وقد حسبنا مجموع الدرجات لكل مجموعة مج س_١ = ٥٢ ، مج س_٢ = ٦٨ ،

مج س_٣ = ٣٧ ونحسب المجموع الكلى للدرجات = مج س = ١٥٧

٣ - نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \left[\text{مج س}_1^2 + \text{مج س}_2^2 + \text{مج س}_3^2 + \dots \right] - \frac{(\text{مج س})^2}{ن}$$

$$= \left[٥٥٠ + ٩٤٠ + ٢٩٥ \right] - \frac{(١٥٧)^2}{١٥}$$

$$= ١٧٨٥,٠٠ - ١٦٤٣,٢٧$$

$$= ١٤١,٧٣$$

٤ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$\begin{aligned} & \frac{(\text{مج س}_1)^2}{n_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{n_2} + \frac{(\text{مج س}_3)^2}{n_3} + \dots + \frac{(\text{مج س})^2}{N} = \\ & \frac{(52)^2}{5} + \frac{(68)^2}{5} + \frac{(37)^2}{5} + \dots + \frac{(107)^2}{10} = \\ & 1739,40 + 1643,27 = 3382,67 \end{aligned}$$

٥ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) - الخطوة (٤)

$$\begin{aligned} 141,73 - 3382,67 &= \\ 45,60 &= \end{aligned}$$

٦ - درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - ١

$$\begin{aligned} 3 - 1 &= \\ 2 &= \end{aligned}$$

٧ - درجات الحرية داخل المجموعات

$$\begin{aligned} &= \text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات} \\ &= 15 - 3 = 12 \end{aligned}$$

٨ - نحسب التباين بين المجموعات =

$$\frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٦)}} = \frac{3382,67}{2} = 1691,335$$

٩ - نحسب التباين داخل المجموعات =

$$\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٧)}} = \frac{45,60}{12} = 3,80$$

١٠ - نحسب قيمة ف =

$$\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٩)}} = \frac{1691,335}{3,80} = 445,09$$

ونلخص النتائج كما حدث بالسابق :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٩٦,١٣	٢	٤٨,٠٧		
داخل المجموعات	٤٥,٦٠	١٢	٣,٨٠	١٢,٦٥	٠,١
(الخطأ)					
الكلي	١٤١,٧٣	١٤			

ملاحظة : يمكن استخدام تحليل التباين في حالة مجموعتين للمقارنة عوضاً عن اختبار «ت» وسوف نجد علاقة بين قيمة «ف» الناتجة من تحليل التباين وقيمة «ت» الناتجة عن اختبار «ت» وهذه العلاقة على النحو

$$F = T^2$$

الكشف عن تجانس التباين :

هناك عدد من الأساليب الإحصائية التي تستخدم للكشف عن تجانس التباين في عدد من المجموعات المستقلة .

١ - أسلوب شيفيه Scheffe المعروف بطريقة بوكس Box

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات أو أكثر نود أن نكشف عن كونها متجانسة أم لا لذلك فإن علينا اتباع الخطوات الآتية :

- ١ - ارمز للمجموعات الأساسية موضع المقارنة بالرموز أ ، ب ، ج ،
- ٢ - تقسيم البيانات في كل مجموعة أساسية عشوائياً إلى مجموعات جزئية أو مجموعات فرعية Sup- Groups .
- ففي المجموعة الأساسية الأولى نرمز للمجموعات الفرعية بالرموز أ_١ ، أ_٢ ، ...
- وفي المجموعة الأساسية الثانية نرمز للمجموعات الفرعية بالرموز ب_١ ، ب_٢ ، ...

وفى المجموعة الأساسية الثالثة نرسم للمجموعات الفرعية بالرموز ج_١ ، ج_٢ ،
... وهكذا

٣ - يستخرج التباين غير المتحيز في كل مجموعة فرعية طبقاً للقانون

$$s^2_E = \frac{n \cdot \text{مج س}^2 - (\text{مج س})^2}{n(n-1)}$$

٤ - يستخرج اللوغاريتم الطبيعي لـ σ (تقرأ لوغاريتم للأساس هـ) \ln لكل تباين
من التباينات الخاصة بالمجموعات الفرعية في كل مجموعة أساسية .

وتكون لـ σ^2_{E1} ، لـ σ^2_{E2} ، لـ σ^2_{E3} ،... للمجموعات الفرعية المكونة
للمجموعة الفرعية المكونة للمجموعة الأساسية الأولى .

وتكون لـ σ^2_{B1} ، لـ σ^2_{B2} ، لـ σ^2_{B3} ،... للمجموعات الفرعية
المكونة للمجموعة الأساسية الثانية .

⋮

وهكذا .

٥ - احسب مجموع اللوغاريتمات الطبيعية لتباينات المجموعات الفرعية لكل مجموعة
أساسية كما يلي :

للمجموعة الأساسية الأولى لـ $\sigma^2_{E1} = \sigma^2_{E1} + \sigma^2_{E2} + \sigma^2_{E3} + \dots$
وللمجموعة الأساسية الثانية لـ $\sigma^2_{B1} = \sigma^2_{B1} + \sigma^2_{B2} + \sigma^2_{B3} + \dots$
وللمجموعة الأساسية الثالثة لـ $\sigma^2_{J1} = \sigma^2_{J1} + \sigma^2_{J2} + \sigma^2_{J3} + \dots$

٦ - احسب مجموع المربعات داخل المجموعات كما يلي :

$$\left[(\sigma^2_{E1}) + (\sigma^2_{E2}) + \dots + (\sigma^2_{Ej}) + (\sigma^2_{E1}) \right] \\ + \left[(\sigma^2_{B1}) + (\sigma^2_{B2}) + \dots + (\sigma^2_{Bj}) + (\sigma^2_{B1}) \right] - \left[(\sigma^2_{J1}) + (\sigma^2_{J2}) + \dots + (\sigma^2_{Jj}) + (\sigma^2_{J1}) \right]$$

حيث n_1 عدد المجموعات الفرعية داخل المجموعة الأساسية الأولى .
 n_2 عدد المجموعات الفرعية داخل المجموعة الأساسية الثانية .
وهكذا

٧ - احسب درجات الحرية داخل المجموعات

= عدد جميع المجموعات الجزئية - عدد المجموعات الأساسية .

٨ - احسب التباين داخل المجموعات بقسمة الخطوة (٦) على الخطوة (٧) .

٩ - احسب مجموع المربعات بين المجموعات كما يلي :

$$\left[\frac{(\text{لوع}^2_1 + \text{لوع}^2_2 + \dots + \text{لوع}^2_r)}{n_1 + n_2 + \dots + n_r} \right] - \left[\frac{(\text{لوع}^2_1)}{n_1} + \frac{(\text{لوع}^2_2)}{n_2} + \dots + \frac{(\text{لوع}^2_r)}{n_r} \right]$$

١٠ - احسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات الأساسية - ١ .

١١ - احسب التباين بين المجموعات بقسمة الخطوة (٩) على الخطوة (١٠) .

١٢ - احسب النسبة الفائية من القانون

$$F = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

وتقارن بالقيم النظرية أو الجدولية من جدول دلالة F، بالملاحق ، فإذا كان

F المحسوبة بالطريقة السابقة أقل من قيمة F الجدولية قبل : إن المجموعات متجانسة

، وذلك عند درجات حرية بين المجموعات ودرجات حرية داخل المجموعات .

مثال : فيما يلي درجات سمة الانبساطية لدى أربع جنسيات .

أمريكيون : ٥ ، ٤ ، ٧ ، ٣ ، ٨ ، ٢ ، ٨ ، ٦ ، ٤

فرنسيون : ٧ ، ٥ ، ٥ ، ٤ ، ٨ ، ٣ ، ١١ ، ٩

إنجليز : ٦ ، ١٢ ، ٨ ، ١٤ ، ٥ ، ١٣ ، ٩ ، ٩ ، ٨ ، ٧

يابانيون : ١١ ، ٨ ، ٣ ، ١٦ ، ٩ ، ٤ ، ١٠ ، ٥ ، ٨ ، ٧ ، ١١ ، ١

فهل يمكن القول بأن هذه المجموعات متجانسة ؟

د. أمريكيون		ج. فرنسيون		ب. إنجليز		أ. يابانيون		
٢ ^١	١ ^١	ج ^١	ج ^٢	ب ^١	ب ^٢	أ ^١	أ ^٢	أ ^٣
٧	٥	٧	٥	٦	١٢	١٦	٨	٨
٨	٤	٥	٤	٨	١٤	٢	٧	١١
٢	٢	٨	٢	١٣	٥	٩	١١	٤
٦	٨	٩	١١	٩	٩	١٠	٦	٥
٤				٨	٧			
$0,80 = \bar{x}_{12}$ لوغاريتمها		$2,92 = \bar{x}_{22}$ لوغاريتمها		$1,70 = \bar{x}_{21}$ لوغاريتمها		$28,23 = \bar{x}_{11}$ لوغاريتمها		$10 = \bar{x}_{13}$ لوغاريتمها
$1,77$		$1,04$		$1,90$		$2,24$		$1,04$
$2,20 = \bar{x}_{22}$ لوغاريتمها		$2,72 = \bar{x}_{22}$ لوغاريتمها		$4,49 = \bar{x}_{21}$ لوغاريتمها		$7,68 = \bar{x}_{11}$ لوغاريتمها		
$2 = \bar{x}$		$2 = \bar{x}$		$2 = \bar{x}$		$2 = \bar{x}$		

مجموع المربعات داخل المجموعات

$$\begin{aligned}
 & \left[\sum (2,09) + \sum (3,34) + \sum (1,04) + \sum (2,30) \right] = \\
 & \left[\sum (1,76) + \sum (1,04) + \sum (1,07) + \sum (2,06) + \sum (1,90) + \right. \\
 & \left. \left[\frac{\sum (3,30)}{2} + \frac{\sum (3,63)}{2} + \frac{\sum (4,49)}{2} + \frac{\sum (7,18)}{3} \right] - \right. \\
 & \left. [0,45 + 6,09 + 10,08 + 17,18] - [42,28] = \right. \\
 & \quad \quad \quad 2,98 =
 \end{aligned}$$

درجات الحرية داخل المجموعات = 9 - 4 = 5

$$F_{0,60} = \frac{2,98}{5} = \text{التباين داخل المجموعات}$$

مجموع المربعات بين المجموعات

$$\begin{aligned}
 & \left[\frac{\sum (3,30)}{2} + \frac{\sum (3,63)}{2} + \frac{\sum (4,49)}{2} + \frac{\sum (7,18)}{3} \right] - \\
 & \left[\frac{\sum (3,30 + 3,63 + 4,49 + 7,18)}{2 + 2 + 2 + 3} \right] - \\
 & \frac{\sum (18,60)}{9} - [0,45 + 6,09 + 10,08 + 17,18] = \\
 & \quad \quad \quad 38,44 - 39,30 = \\
 & \quad \quad \quad -0,86 =
 \end{aligned}$$

نحسب درجات الحرية بين المجموعات = 4 - 1 = 3

$$F_{0,29} = \frac{-0,86}{3} = \text{التباين بين المجموعات}$$

$$\frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \text{النسبة الفائية}$$

$$= \frac{,٢٩}{,٦٠} = ,٤٨$$

والقيم الجدولية لـ «ف» عند درجات حرية ٣ ، ٥ هي

$$٥,٤١ \quad \text{عند مستوى } ,١٥$$

$$١٢,٠٦ \quad \text{عند مستوى } ,٠١$$

ولذلك فقيمة «ف» المحسوبة أقل من القيم الجدولية

لذلك نقول : إن المجموعات متجانسة .

ويستخدم الأسلوب السابق عند عدم تساوى أحجام المجموعات الأساسية موضع

المقارنة وعند عدم توفر التوزيع الطبيعي للبيانات .

٢ - أسلوب هارتلى Hartley

ويستخدم هذا الأسلوب أيضا للتحقق من تجانس التباين لعينتين أو أكثر ويطلق

عليه اختبار النسبة الفائية العظمى F_{max} Test عندما تتساوى أحجام العينات موضع

المقارنة .

ويسير طبقا للخطوات التالية :

١ - استخراج التباين غير المتحيز فى كل عينة أو مجموعة طبقا للقانون

$$ع^٢ = \frac{ن \text{ مج س}^٢ - (\text{مج س})^٢}{ن(ن-١)}$$

٢ - احسب النسبة الفائية من القانون

$$ف = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

٣ - نقارن قيمة «ف» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ف» العظمى من

جدول هارتلى بالملاحق مع دخوله بالمعلومات الآتية :

درجات حرية ن - ١ حيث (ن) حجم أى عينة (مفترض أن جميع العينات

موضع المقارنة متساوية) وكذلك (ك) عدد العينات .

فإذا جاءت القيمة المحسوبة من القانون السابق (القيمة الملاحظة) أقل من القيمة الجدولية قيل : إن شرط التجانس قد تحقق بين تباين مجتمعات العينات .
ويستخدم أسلوب هارتلى مع العينات المستقلة أو المترابطة (غير المستقلة) بشرط أن تكون العينات من مجتمعات ذات توزيع طبيعي .
فإذا كانت المجتمعات ذات تفرطح موجب Leptokurtic تكون الفرصة أكبر للوقوع فى الخطأ نمط (١) وإذا كانت المجتمعات ذات تفرطح سالب Platykurtic يصبح الاختبار متشدداً لأنه يقلل من فرض الوقوع فى الخطأ نمط (١) مما يجعل البعض مثلاً جلاس وهوبكنز Glass and Hopkins يعتبرونه أسلوباً أقل قوة من أسلوب بارتلت Bartlett القادم .

مثال : فيما يلى درجات ثلاث مجموعات فى مقياس للتوافق المدرسى .

١٩	٢٢	١٧	٢٥	٣٦
٢٦	٢٤	٣٢	١٥	٢٩
١٧	٢٨	٤٢	١٨	٣١

هل نقبل فرض تساوى التباين لهذه العينات ؟

الحل :

$$\text{بما أن } E^2 = \frac{N \text{ مج س}^2 - (\text{مج س})^2}{N(N-1)}$$

إذن : تباين درجات تلاميذ المدرسة الابتدائية = ٥٥,٧٠

وتباين درجات تلاميذ المدرسة الإعدادية = ٤١,٧٠

وتباين درجات تلاميذ المدرسة الثانوية = ١٠٥,٧٠

$$\text{إذن ف العظمى} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

$$2,53 = \frac{105,70}{41,70} =$$

ويلاحظ أن درجات الحرية = ن - ١

$$4 =$$

، عدد العينات المستقلة ك = ٣ =

إذن القيم الجدولية من جدول هارتلى بالملاحق

عند مستوى ٠,٠٥ هي ١٥,٥٠

عند مستوى ٠,٠١ هي ٣٧,٠٠

وبذلك فقيمة ف العظمى المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، وعلى هذا فإننا نقبل فرض تجانس تباينات العينات الثلاث .

٣ - أسلوب بارتلت Bartlett :

ويستخدم للتحقق من تجانس التباين لعدد من المجتمعات ، ولا يشترط تساوي أحجام المجموعات موضع المقارنة مع توفر ثلاثة أفراد على الأقل في كل مجموعة .
وللتحقق من صحة الفرض الصفري القائل :

، لا يختلف مجتمع في تباين درجات أفرادها عن باقي المجتمعات ،

أو ، لا توجد فروق بين تباينات مجتمعات الدراسة ،

فإننا نستخدم قانوناً على الصورة التالية :

كا^٢ = (ن - عدد المجموعات)

$$\times \text{لور} \left[\frac{(ن_١ - ١) ع_١^٢ + (ن_٢ - ١) ع_٢^٢ + (ن_٣ - ١) ع_٣^٢ + \dots}{ن - \text{عدد المجموعات}} \right]$$

$$- \left[(ن_١ - ١) \text{لور} ع_١^٢ + (ن_٢ - ١) \text{لور} ع_٢^٢ + \dots \right]$$

بدرجات حرية = عدد المجموعات - ١

حيث ن : جميع أفراد المجموعات .

ن_١ : عدد الأفراد في المجموعة الأولى .

ن_٢ : عدد الأفراد في المجموعة الثانية .

ن_٣ : عدد الأفراد في المجموعة الثالثة .

وهكذا

فإذا جاءت قيمة كا^٢ الناتجة من القانون السابق أقل من قيمة كا^٢ الجدولية من

جدول دلالة مربع كاي بالملاحق ، قيل : إن تباين المجتمعات غير مختلف .

مثال : طبق اختبار في الأصالة على أربع مجموعات من المهندسين وجاءت

الدرجات كما يلي :

مهندس معماري :	١٢	١٠	٧	١٣	٥	١٤	٨
مهندس كهرباء :	٦	٩	١٨	٨	٦		
مهندس ميكانيكا :	١٥	١٤	٨	٩	٤	١١	
مهندس نسيج :	١٢	٢١	١٦	١١			

تحقق من أن درجات المجموعات الأربع متجانسة من حيث التباين .

الحل :

يلاحظ أن $n_1 = 7$ ، $n_2 = 5$

$n_3 = 5$ ، $n_4 = 4$

$n = 21$

كما أن $E^2 = \frac{n \text{ مج س}^2 - (\text{مج س})^2}{n(n-1)}$ يجب أن نحسبها لكل مجموعة

فنجد أن $E_1^2 = 11,14$ ويكون لود $E_1^2 = 2,41$

$E_2^2 = 24,80$ ويكون لود $E_2^2 = 3,21$

$E_3^2 = 16,57$ ويكون لود $E_3^2 = 2,81$

$E_4^2 = 20,67$ ويكون لود $E_4^2 = 3,03$

بما أن $K^2 = (n - \text{عدد المجموعات})$

$$\left[\frac{\dots + E_2^2 (1 - n_2) + E_1^2 (1 - n_1) + \dots}{n - \text{عدد المجموعات}} \right] \times \text{لود}$$

$$- \left[\dots + \text{لود } E_2^2 (1 - n_2) + \text{لود } E_1^2 (1 - n_1) + \dots \right]$$

$$K^2 = (4-21) \times \text{لورد} \left[\frac{20,67 \times 3 + 16,07 \times 4 + 24,80 \times 4 + 11,14 \times 6}{4-21} \right]$$

$$- [3,03 \times 3 + 2,81 \times 4 + 3,21 \times 4 + 2,41 \times 6]$$

$$K^2 = 17 = \text{لورد} \left[\frac{294,33}{17} \right] - [47,63]$$

$$= 17 \times 2,80 - 47,63$$

$$= 48,48 - 47,63$$

$$K^2 = 0,85$$

وعند درجات حرية = عدد المجموعات - ١ أى عند ٣

ندخل جدول مربع كاي بالملاحق نجد أن القيم الجدولية

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٧,٨٢

عند مستوى ٠,٠١ هي ١١,٣٤

وبالتالى يلاحظ أن قيمة مربع كاي المحسوبة (٠,٨٥) أقل من القيم الجدولية

وعلى هذا لا نرفض الفرض الصفري ونستنتج أن المجتمعات الإحصائية متجانسة التباين أو أن المجتمعات الإحصائية التى تنتمى إليها هذه المجموعات متماثلة فى تباين درجات أفرادها .

٤ - أسلوب كوجران Cochran

يستخدم هذا الأسلوب أيضا للكشف عن تجانس التباين فى عدد من المجموعات متساوية أو غير متساوية الحجم بشرط أن لا يقل عدد الأفراد عن خمسة ويستخدم مع العينات المتخذة من مجتمعات توزيعها طبيعى أو ملقوية أو مفرطحة .

ويسير طبقا للخطوات التالية :

١ - استخراج قيمة التباين غير المتحيز فى كل عينة أو مجموعة ع^١ ، ع^٢ ،

ع^٣ طبقا للقانون .

$$E^2 = \frac{n \text{ مج س}^2 - (n \text{ مج س})^2}{n(n-1)}$$

ونحدد أكبر قيمة للتباين بين هذه القيم

٢ - احسب مجموع التباينات لجميع العينات .

٣ - احسب قيمة كوجران K من القانون التالي :

$$K = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع التباينات لجميع العينات}}$$

٤ - قارن قيمة K السابقة بقيم جدول كوجران بالملاحق مع دخول الجدول بـ

ن : عدد الأفراد في أى مجموعة عند تساوى أحجام المجموعات

$$\text{أو الدخول بـ } n = \frac{n_1 + n_2 + \dots + n_p}{\text{عدد المجموعات}} \text{ فى حالة حجم المجموعات غير}$$

المتساوى وكذلك ندخل الجدول بعدد العينات

أى أن دخول جدول كوجران يكون باستخدام (ن ، عدد العينات) فإذا جاءت

قيمة K المحسوبة أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرض الصفرى .

مثال : لبيانات المثال السابق تحقق من تجانس المجموعات بطريقة كوجران .

الحل : وصلنا فى المثال السابق إلى أن

$$E_1 = 11,14 , E_2 = 24,80 , E_3 = 16,57 , E_4 = 20,67$$

وعدد المجموعات = ٤

وأحجام العينات

$$n_1 = 7 , n_2 = 5 , n_3 = 5 , n_4 = 4$$

علينا أن نحسب مجموع التباينات

$$E = E_1 + E_2 + E_3 + E_4$$

$$= 11,14 + 24,80 + 16,57 + 20,67$$

$$= 73,18$$

ويلاحظ أن قيمة التباين الأكبر كان $E_2 = 24,80$

$$\text{إذن } K = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{مجموع التباينات لجميع العينات}}$$

$$= \frac{24,80}{73,18} = 0,34$$

وعليها أن ندخل جدول كوجران بالملاحق باستخدام ن ، عدد المجموعات

$$\frac{n_1 + n_2 + n_3 + n_4}{4} = \text{حیث } n$$

$$\text{تقریبا } 5 = \frac{21}{4} = \frac{4+0+0+7}{4} =$$

وفي جدول كوجران عند $n = 5$ ، عدد المجموعات 4

القيمة عند مستوى ٠٥ ، هي ٦٢٩ ،

القيمة عند مستوى ٠.١ هي ٧٢١.

وبالتالى فقيمة ك المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، وعلى هذا فالتباينات

للمجموعات الأربع غير مختلفة ونقبل الفرض الصفري .

وفي نهاية هذا التناول يجب أن ننوه بأن شرط اعتدالية توزيع البيانات في كل مجموعة من المجموعات له تأثير طفيف على قيمة «ف» الناتجة عند استخدام تحليل التباين وكذا شرط التجانس في المجموعات متساوية الحجم ، إلا أن الأمر محفوف ببعض المخاطرة في حالة العينات أو المجموعات غير متساوية الحجم . ولتلافي المخاطر يمكن الاعتماد على أساليب إحصائية لا بارامترية عوضاً عن طريقة تحليل التباين أحادي الاتجاه التي سبق عرضها .

وبالاعتماد على الحاسب الآلى لإجراء الكشف عن تجانس التباين لبيانات احدى الدراسات تأتي النتائج على النحو التالي :

Statistics available with ONEWAY									
GROUP	COUNT	MEAN	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR	MINIMUM	MAXIMUM	95 PCT CONF INT FOR MEAN		
Grp 1	55	2.6462	2.7539	.3416	-4.0000	8.9000	1.9638 TO	3.3285	
Grp 2	85	2.7737	2.8674	.2942	-5.0000	8.5000	2.1896 TO	3.3578	
Grp 3	181	4.1796	2.4220	.1800	-4.0000	9.0000	3.8243 TO	4.5348	
Grp 4	82	4.5610	2.1450	.2369	-.5000	9.0000	4.0897 TO	5.0323	
Grp 5	40	4.6625	2.3490	.3714	-1.0000	8.0000	3.9113 TO	5.4137	
Grp 6	37	5.2297	2.3291	.3829	-1.5000	9.0000	4.4532 TO	6.0063	
TOTAL	500	3.8920	2.6327	.1177	-5.0000	9.0000	3.6807 TO	4.1233	
FIXED EFFECTS MODEL			2.5040	.1120			3.6720 TO	4.1120	
RANDOM EFFECTS MODEL				.4492			2.7374 TO	5.0466	
RANDOM EFFECTS MODEL - ESTIMATE OF BETWEEN COMPONENT VARIANCE						0.8491			
Tests for Homogeneity of Variances									
Cochran's C = Max. Variance/Sum(Variances) = .2209, P = .093 (Approx.)									
Bartlett-Box F = 1.905, P = .090									
Maximum Variance / Minimum Variance 1.787									

المقارنات المتعددة : Multiple Comparisons

علمنا فيما سبق أن تحليل التباين أسلوب إحصائي يعتمد عليه للمقارنة بين أكثر من عينتين ، وذلك بهدف التحقق من دور المتغير المستقل (المعالجات) على المتغير التابع لجميع العينات موضع المقارنة في وقت واحد فهو اختبار شامل Omnibus Test يكشف عن الفروق من خلال تحليل التباين الكلي Overall .

وعلى فرض أننا باستخدام هذا الأسلوب والاختبار الشامل بين ثلاث مجموعات حصلنا على قيمة «ف» دالة إحصائية وبالتالي رفضنا الفرض الصفري القائل بعدم وجود فروق بين المجموعات ، أي توصلنا إلى القول بأن هناك فروقاً بين هذه المجموعات ، فسوف نصبح في حيرة من أمرنا عند ذلك ، ما هي أعلى هذه المجموعات في الظاهرة ؟ وهل هناك مجموعتان بين المجموعات الثلاث غير مختلفين ؟

إن الباحث يحاول الكشف عن مواقع الفروق ، ويحدد لصالح من تعود هذه الفروق ، مما يتطلب إجراء بعض المقارنات بين متوسطات المجموعات موضع المقارنة . وفي حالة وجود ثلاث مجموعات ربما حاول الباحث تقصي الأمر بين المجموعتين الأولى والثانية ثم بين المجموعتين الثانية والثالثة ثم بين المجموعتين الأولى والثالثة ، وذلك بعد إجراء الباحث لتحليل التباين وتسمى المقارنات في هذه الحالة بالمقارنات البعدية غير المخطط له Post hoc or Posteriori Comparisons وحينما نود عقد المقارنات الثنائية الممكنة بين متوسطات المجموعات أو إذا لم نرغب في أن نحدد المقارنات مقدماً قبل جمع البيانات نطلق على الأمر مقارنات بعدية .

وهناك من الباحثين من يود قاصداً إجراء المقارنات بين عينتين محددين مثل بين العينة الثانية والثالثة وبين العينة الثالثة والأولى تاركاً مقارنة العينتين الأولى والثانية حينئذ يكون هناك تخطيط قبلي للمقارنات Planned or Appriori Comparisons ويجري الباحث هذه المقارنات القبلية بغض النظر عن كون «ف» دالة إحصائية أم لا بعكس المقارنات البعدية التي تتطلب أن تكون «ف» ذات دلالة إحصائية ، وربما فكر البعض في عدم أهمية إجراء تحليل التباين في حالة المقارنات القبلية ، إلا أنهم يعيدون النظر عندما يعلمون أن المقارنات القبلية تعتمد في حساباتها على التباين داخل المجموعات (متوسط المربعات داخل المجموعات) فضلاً عن قوة المقارنات القبلية عن المقارنات البعدية .

وسوف نعرض فيما يلي للأساليب المستخدمة مع قسمي المقارنات البعدية والقبلية .

أولاً- أساليب المقارنات غير المخطط لها (البعدية)

Posteriori Comparisons

بعد توصل الباحث إلى تحليل تباين فيه قيمة «ف» دالة إحصائياً يحاول الباحث استكشاف مواقع الفروق . وكما ذكرنا لا يجب استخدام اختبار «ت» لمعرفة لصالح من تعود الفروق لأن استخدامه يزيد من احتمالية الوقوع في خطأ نمط (١) زيادة تفوق مستوى الدلالة (α) المعتمد عليه .

ونورد فيما يلي عدداً من الطرق أو الأساليب لحل هذه المشكلة .

١ - طريقة أقل فرق دال Least Significant Difference (L.S.D) :

وهي من أقدم الطرق ، وقد اقترحها فيشر Fisher . وعلى اعتبار عدد من المجموعات لكل منها متوسط ، وقيم المتوسطات .

س_١ ، س_٢ ، س_٣ ، س_٤ ، س_٥ ، ...

فيعتبر الفرق بين متوسطي أي مجموعتين دال إحصائياً إذا كان

$$\frac{\overline{س_١} - \overline{س_٢}}{\sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات (الخطأ)}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}}} \times \sqrt{٢} \leq t$$

$$\text{أو } \overline{س_١} - \overline{س_٢} \leq L.S.D$$

حيث س_١ : متوسط المجموعة الأولى مثلاً

س_٢ : متوسط المجموعة الثانية مثلاً

ت : قيمة «ت» الحرجة من جدول «ت» بالملاحق بدرجات حرية

التباين داخل المجموعات عند مستوى دلالة ٠.٥ ، على الأقل .

وسوف نرمز للقيمة في الجهة اليسرى من المتباينة بالرمز L.S.D

مثال : نفرض أن متوسطات سبع مجموعات (معالجات) في اختبار للقدرة العددية هي على الترتيب .

٤,٩١ ، ٧,١١ ، ٦,٨٢ ، ٦,٢١ ، ٧,٢٠ ، ٥,٨٠ ، ٦,١١

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يوضحها الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٢,٧٠	٦	٢,١١٥		
داخل المجموعات	١٦,٢٠	٢٠	,٥٤	٧,٣١	,٠١
الكل	٢٨,٩٠	٢٦			

أكشف عن دلالة الفروق بين كل مجموعتين .

الحل : علينا حساب قيمة L.S.D وهي

$$\begin{aligned}
 & \text{ت} = \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{درجات حرية بين المجموعات}}} \\
 & = \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{,٥٤}{٢}} = 1,٤١ \\
 & = 1,٤١ \times ٢,١١٥ = ٢,٩٦
 \end{aligned}$$

علينا أن نطرح كل متوسطين من بعضهما ، فإذا جاء الفرق بين المتوسطين أكبر من أو تساوى ٢,٩٦ (L.S.D) قيل : إن هناك فروقاً بين مجموعتي هاتين المتوسطين ، وهذه الفروق دالة عند مستوى ٠,٠٥ (أو نضع على هذا الفرق نجمة *) أما إذا كان الفرق بين المتوسطين أقل من ٢,٩٦ (L.S.D) قلنا : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين هاتين المجموعتين .

والسهولة يمكن تلخيص النتائج في جدول كما يلي :

متوسط المجموعة	الأولى ٤,٩١	الثانية ٧,١١	الثالثة ٦,٨٢	الرابعة ٦,٢١	الخامسة ٧,٢٠	السادسة ٥,٨٠	السابعة ٦,١١
الأولى ٤,٩١		٢,٢٠	١,٩١	١,٣٠	٢,٢٩	٠,٨٩	١,٢٠
الثانية ٧,١١			٠,٢٩	٠,٩٠	٠,٠٩	١,٣١	١,٠٠
الثالثة ٦,٨٢				٠,٦١	٠,٣٨	١,٠٢	٠,٧١
الرابعة ٦,٢١					٠,٩٩	٠,٤١	٠,١٠
الخامسة ٧,٢٠						١,٤٠	١,٠٩
السادسة ٥,٨٠							٠,٣١
السابعة ٦,١١							

ويلاحظ أننا رصدنا داخل خلايا هذا الجدول القيم العددية للفروق بصرف النظر عن الإشارة ، مع مراعاة وضع (*) على الفرق الذى فاق القيمة ٠,٨٦ ، أو ساواها وبطبيعة الحال فالفروق تكون جهة أصحاب المتوسط الأعلى .

فمثلا هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسط درجات المجموعة الثانية ومتوسط درجات المجموعة السادسة فى جهة المجموعة الثانية حيث لها المتوسط الأعلى فى القدرة العددية .

ويلاحظ أيضا أن نصف الجدول يوجد به قيم فروق المتوسطات وبقيّة خلايا الجدول تركت خالية ويمكن رصد فروق المتوسطات بها ، ولكنها سوف تكون صورة طبق الأصل للجزء الأعلى من الجدول .

٢ - طريقة توكي للفرق الدال الصادق :

(H.S.D) Tukey's Honestly Significant Difference.

وتستخدم هذه الطريقة في حالة تساوي أحجام العينات موضع المقارنة ، وتستطيع بدقة التوصل لأقل فرق بين أي متوسطين ، كما أن هذا الأسلوب لا يؤثر على معدل ارتكاب الخطأ نمط (١) للتجربة ككل أي للعدد الكلي من المقارنات وليس لكل مقارنة ، وهذا ما جعل تسميته تأتي على النحو (دال صادق) .

وعلى اعتبار عدد من المجموعات ذات أحجام متساوية ولكل منها متوسط ، وقيم

هذه المتوسطات $\bar{S}_1, \bar{S}_2, \bar{S}_3, \dots$

فيعتبر الفرق بين أي متوسطين دال إحصائيا إذا كان

$$\frac{\bar{S}_1 - \bar{S}_2}{\sqrt{\frac{\text{التباين داخل المجموعات (الخطأ)}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}}} < Q$$

$$\text{أو } H. S. D. < \bar{S}_1 - \bar{S}_2$$

حيث \bar{S}_1 : متوسط المجموعة الأولى مثلا

\bar{S}_2 : متوسط المجموعة الثانية مثلا

Q : قيمة Q الحرجة من جدول توكي (بالملاحق) بدرجات حرية

التباين داخل المجموعات وكذا عدد المجموعات .

وقد رمزنا للقيمة في الجهة اليسرى من المتباينة بالرمز H.S.D.

ملاحظة : الجدول المستخدم في الكشف عن قيمة Q يسمى جدول القيم الحرجة لتوزيع

المدى المعياري Critical Values of the Studentized Range Statistic

والبعض يطلق عليه توزيع مدى ستيو دنقايز

مثال : نفرض أن متوسطات أربع مجموعات في اختبار للثقة بالنفس هي

١٢,٥٢ ، ٩,٥٠ ، ٣,٠٢ ، ٦,٤٤ فإذا علم أن حجم كل مجموعة ٦ أفراد

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٢٥٠,٤٢	٣	٨٣,٤٧		
داخل المجموعات	١٨٩,٣١	٢٠	٩,٤٧	٨,٨٢	٠,١
الكلي	٤٣٩,٧٣	٢٣			

هل الفرض الصفري الذي رفض في هذه الدراسة يعني أن الفروق بين جميع أزواج المتوسطات دالة إحصائياً ؟
الحل : علينا حساب قيمة H.S.D وهي :

$$Q = \frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}$$

وقيمة Q عند درجات حرية داخل أي عند ٢٠ وبعدد مجموعات ٤

عند مستوى ٠,٠٥ هي ٣,٩٦

وعند مستوى ٠,٠١ هي ٥,٠٢

$$\text{إذن قيمة H.S.D} = 3,96 = \sqrt{\frac{9,47}{6}}$$

$$= 4,98$$

وعلينا الآن أن نطرح كل متوسطين من بعضهما ، فإذا جاء الفرق بين المتوسطين أكبر من ٤,٩٨ (H.S.D) قيل : إن هناك فروقاً بين مجموعتي هاتين المتوسطين وهذه الفروق دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، أو نضع على هذا الفرق نجمة (*) . أما إذا كان الفرق بين المتوسطين أقل من ٤,٩٨ أو يساويه قلنا : إنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين هاتين المجموعتين .

وللسهولة يمكن تلخيص النتائج في جدول كالسابق أو عرضها بالطريقة التالية :

المجموعة	المتوسطات	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة
الأولى	١٢,٥٢	*	*	*	
الثانية	٩,٥٠		*		
الثالثة	٣,٠٢				
الرابعة	٦,٤٤				

ويلاحظ أننا لم نرصد قيمة الفرق بين المتوسطين موضع المقارنة كما كنا نفعل من قبل بل رصدنا فقط النجمة (*) التي إذا وضعت فإنها تعنى أن هناك فرقاً دال إحصائياً بين المجموعتين اللتين تقع أسفل أحدهما وأمام الأخرى .
 فمثلاً وضعت نجمة عند تقاطع المجموعة الثانية مع المجموعة الثالثة ، وهذا يعنى وجود فروق داله بينهما فى جهة المجموعة صاحبة المتوسط الأعلى .
 كما يلاحظ أنه كان من الممكن استكمال باقى الجدول إلا أن ذلك سوف يصبح نوع من التكرار ، ولذلك نكتفى إما بالنصف الأعلى من الجدول أو بالنصف الأسفل .
 ملاحظة : يمكن استخدام اختبار توكى إلى حد ما فى حالة عدم تساوى المجموعات وذلك بأن نعتبر عدد الأفراد فى أى مجموعة هو المتوسط التوافقى Harmonic Mean أى أن

$$\text{عدد الأفراد فى أى مجموعة} = \frac{\text{عدد المجموعات}}{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_3} + \dots}$$

حيث n_1 : عدد الأفراد فى المجموعة الأولى .
 n_2 : عدد الأفراد فى المجموعة الثانية .
 n_3 : عدد الأفراد فى المجموعة الثالثة .
 وهكذا .

وباستخدام حزمة البرامج Spss-X يأتي شكل نتائج طريقة توكي كما ظهرت في أحد البحوث كما يلي :

Output with FORMAT=LABELS		
----- O N E W A Y -----		
Variable	WELL	SENSE OF WELL-BEING SCALE
By Variable	EDUC	EDUCATION IN 6 CATEGORIES
MULTIPLE RANGE TEST		
TUKEY-HSD PROCEDURE		
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -		
	4.05	4.05 4.05 4.05 4.05
THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.		
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH MEAN(J)-MEAN(I) IS..		
1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I) + 1/N(J))		
(*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL		
		B S H S C G
		R O I O O R
		A N G M L A
		D E H E L O
		E
		H S C G S
		S I C O E C
		C C H L H
Mean	Group	
2.6462	GRADE SC	
2.7737	SOME HIG	
4.1796	HIGH SCH	• •
4.5610	SOME COL	• •
4.5625	COLLEGE	• •
5.2297	GRAD SCH	• •

٣ - طريقة شيفيه Scheffe's Method

وهو من أشهر أساليب المقارنات البعدية في البحوث الإنسانية . ويسمح هذا الاختبار بإجراء المقارنات بين المتوسطات الخاصة بالمجموعات موضع المقارنة ، ويفضل استخدامه عن أي طريقة في حالة أحجام العينات غير المتساوية أو عندما نرغب في عقد مقارنة بين متوسط مجموعة بمتوسط مجموعتين أو مقارنة متوسط مجموعة بمتوسط أكثر من مجموعة أخرى عموماً .

وليس لشرط التوزيع الإعتدالي للبيانات أو تجانس التباين في المجموعات موضع المقارنة أثر كبير على استخدام أسلوب شيفيه للمقارنات البعدية .

وعلى اعتبار عدد من المجموعات ذات أحجام غير متساوية (n_1, n_2, \dots, n_p)

لها متوسطات $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_p$ ،

فيعتبر الفرق بين أي متوسطين دال إحصائياً إذا كان

$$\sqrt{\frac{F (n_1 + n_2) (عدد المجموعات - 1) \times التباين داخل المجموعات}{n_1 \times n_2}} \leq \bar{s}_1 - \bar{s}_2$$

$$أو \quad S.M \leq \bar{s}_1 - \bar{s}_2$$

حيث \bar{s}_1 : متوسط درجات المجموعة الأولى مثلا

\bar{s}_2 : متوسط درجات المجموعة الثانية مثلا

F : قيمة «ف» الحرجه من جدول «ف» بالملاحق بدرجات حرية

التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات .

n_1 : عدد أفراد المجموعة الأولى .

n_2 : عدد أفراد المجموعة الثانية .

وقد رمزنا للطرف الأيسر من المتباينة بالرمز S.M

مثال : استخدم طريقة شيفيه مع البيانات التالية الخاصة بدرجات اختبار للاستقلال -

الاعتماد على المجال الإدراكي لثلاث مجموعات :

ذهانيون : متوسطهم ٦,٢٥ عندما كان عددهم ٤ .

فصاميون : متوسطهم ١١,٠٠ عندما كان عددهم ٣ .

عصابيون : متوسطهم ٤,٨٣ عندما كان عددهم ٦ .

وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلي :

مصادر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٨٨,٨٥	٢	٤٤,٤٣		
داخل المجموعات	١٠٣,٧٩	١٢	٨,٦٥	٥,١٣	٠,٠٥
الكل	١٩٢,٦٤	١٤			

الحل : نعلم أننا سوف نتحقق من الفرق بين كل متوسطين \bar{s}_1 ، \bar{s}_2

$$\sqrt{\frac{F (n_1 + n_2) (عدد المجموعات - 1) \times التباين داخل المجموعات}{n_1 \times n_2}} \leq \bar{s}_1 - \bar{s}_2$$

والطرف الأيسر أطلقنا عليه S.M وعلينا حساب قيمته على اعتبار أننا نتعامل الآن مع المجموعتين الأولى والثانية .

$$\text{إذن } n_1 = 4, \quad n_2 = 5$$

$$\text{عدد المجموعات} = 3, \quad \text{التباين داخل المجموعات} = 8,65$$

وقيمة «ف» الحرجة من الجدول بالملاحق عند درجات حرية ٢، ١٢ هي ٣,٨٩ عند مستوى ٠,٠٥

إذن قيمة S.M تكون

$$\frac{8,65 \times (1-3) (5+4) 3,89}{5 \times 4} \sqrt{\frac{8,65 \times 2 \times 9 \times 3,89}{20}} = 0,49$$

ولكن الفرق $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$

$$11,00 - 6,25$$

أى ٤,٧٥ عنديا (مع إهمال الإشارة)

ويلاحظ أن قيمة الفرق ٤,٧٥ أقل من قيمة S.M وهذا يعنى أنه لا توجد فروق بين متوسط الذهانين ومتوسط الفصاميين فى الاستقالات - الاعتماد على المجال الإدراكى .

ونتعامل مع المجموعتين الثانية (الفصاميون) والثالثة (العصابيون)

$$\text{إذن } \bar{x}_2 = 11,00, \quad \bar{x}_3 = 4,83$$

$$n_2 = 5, \quad n_3 = 6$$

$$\text{وعدد المجموعات ما زال } 3, \quad \text{التباين داخل المجموعات } 8,65$$

وقيمة «ف» الحرجة بدرجات حرية ٢، ١٢ هي :

$$3,89 \text{ عند مستوى } 0,05$$

إذن قيمة S.M تكون

$$\sqrt{\frac{8,65 \times (1-3) (6+5) 3,89}{6 \times 5}}$$

$$\sqrt{\frac{8,65 \times 2 \times 11 \times 3,89}{30}} =$$

$$4,97 =$$

ولكن الفرق $\bar{S}_B - \bar{S}_A$

$$11,00 - 4,83$$

أى 9,17

وبلاحظ أن قيمة الفرق 9,17 أكبر من قيمة S.M

وهذا يعنى تواجد فروق بين الفصامييين والعصابيين فى متوسط الدرجات على اختبار الاستقلال - الاعتماد على المجال الإدراكى، ثم نتعامل بالمثل مع المجموعتين الأولى والثالثة .

$$\bar{N}_1 = 5, \quad \bar{N}_2 = 6$$

$$\bar{S}_B = 6,25, \quad \bar{S}_A = 4,83$$

وعدد المجموعات 3 ، وقيمة اف، الحرجة = 3,89

إذن قيمة S.M تكون

$$\sqrt{\frac{8,65 \times (1-3) (6+4) 3,89}{6 \times 4}}$$

$$\sqrt{\frac{8,65 \times 2 \times 10 \times 3,89}{24}} =$$

$$5,30 =$$

ولكن الفرق $\bar{S}_A - \bar{S}_B$

$$4,83 - 6,25$$

أى 1,42

ويلاحظ أن قيمة الفرق ١,٤٢ أقل من قيمة S.M وهذا يعنى عدم وجود فروق بين الذهانين والعصابيين .

ومن مزايا اختبار شيفيه أنه يمكن استخدامه لمقارنة متوسط مجموعة بمتوسط مجموعتين .

فمثلا يمكن مقارنة متوسط مجموعة الفصامين بمتوسط مجموعتي الذهانين والعصابيين .

أى مقارنة \bar{S}_B بـ $\bar{S}_{A.}$

$$\text{ويحسب } \bar{S}_{A.} = \frac{N_1 \times \bar{S}_1 + N_2 \times \bar{S}_2}{N_1 + N_2}$$

ويصبح الفرق بين \bar{S}_B ، $\bar{S}_{A.}$ دالا إحصائيا إذا كان

$$\bar{S}_B - \bar{S}_{A.} \leq$$

$$\sqrt{\frac{F(N_1 + N_2 + 1) \left(\text{عدد المجموعات} - 1 \right) \times \text{التباين داخل المجموعات}}{N_1 (N_1 + 1)}}$$

ولذلك لدينا

$$\bar{S}_1 = 6,25 \quad N_1 = 4 \quad \text{للذهانين .}$$

$$\bar{S}_2 = 11,00 \quad N_2 = 5 \quad \text{للفصامين .}$$

$$\bar{S}_{A.} = 4,83 \quad N_{A.} = 6 \quad \text{للعصابيين .}$$

ونريد مقارنة الفصامين ————— الذهانين والعصابيين معا .

$$\text{أى } \bar{S}_B \quad \text{بـ} \quad \bar{S}_{A.}$$

$$\text{إذن نحسب } \bar{S}_{A.} = \frac{N_1 \times \bar{S}_1 + N_2 \times \bar{S}_2}{N_1 + N_2}$$

$$5,40 = \frac{4,83 \times 6 + 6,25 \times 4}{6 + 4} =$$

ونحسب الآن قيمة S.M

$$\frac{\sqrt{f (n_1 + n_2 + n_3) (1 - \text{عدد المجموعات}) \times \text{التباين داخل المجموعات}}}{n_1 (n_1 + n_2)} =$$

$$\frac{\sqrt{3,89 (6 + 5 + 4) (1 - 3) \times 8,60}}{(6 + 4) \times 5} =$$

$$\frac{\sqrt{8,60 \times 2 \times 10 \times 3,89}}{10 \times 5} =$$

$$4,49 =$$

ولكن الفرق بين \bar{S}_1 و \bar{S}_2 هو

$$11 - 5,40 =$$

$$5,60 = \text{أى}$$

وبلاحظ أن قيمة الفرق 5,60 أكبر من قيمة S.M

وهذا يعنى أن متوسط مجموعة الفصامين أعلى من متوسط متوسطى

الذهانيين والعصابيين فى الاستقلال - الإعتماد على المجال الإدراكى .

ملاحظة : يمكن استخدام اختبار شيفيه فى حالة المجموعات متساوية الحجم

$$\text{أى عندما } n_1 = n_2 = n_3 = \dots = n$$

وعلىنا حينئذ أن نقارن الفرق بين أى متوسطين بقيمة S.M والشرط اللازم

للدلالة كما يلى :

$$\frac{\sqrt{f \times 2 (1 - \text{عدد المجموعات}) \times \text{التباين داخل المجموعات}}}{n} \leq \bar{S}_1 - \bar{S}_2$$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بجدول على نفس النحو فى طريقة توكى وطريقة

أقل فرق دال مع وضع نجمة أمام كل متوسطين بينهما فروق ذات دلالة إحصائية .

وعند الاعتماد على حزمة البرنامج Spss- X يكون شكل نتائج طريقة شيفيه للمقارنات البعدية المتعددة كما ظهرت في أحد البحوث كما يلي :

```

Multiple group comparisons
----- ONE WAY -----
Variable WELL      SENSE OF WELL-BEING SCALE
By Variable EDUC6  EDUCATION IN 6 CATEGORIES

MULTIPLE RANGE TEST

SCHEFFE PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.010 LEVEL -

      5.53   5.53   5.53   5.53   5.53

THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH MEAN(I)-MEAN(J) IS..
      1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I)) + 1/N(J))

(*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.010 LEVEL

      C C C C C
      F F F F F
      P P P P P

Mean      Group      1 2 3 4 5 6
2.6482    Grp 1
2.7737    Grp 2

```

٤ - طريقة نيومان - كولز Newman - Keuls Method :

يستفاد من هذه الطريقة التي تعرف أحيانا بـ Student - Newman Keuls (S.N.K) مثل سوابقها في مقارنة الثنائيات الممكنة لمتوسطات عينات مختلفة ، وفي الوقت الذي كان فيه أسلوب توكي يجعل احتمالية خطأ نمط (١) ثابتاً للتجربة ككل بعددها الكلي من المقارنات الثنائية نجد أن أسلوب نيومان - كولز يجعل احتمالية الوقوع في خطأ نمط (١) ثابتاً لكل مقارنة على حدة .

وهذا الأسلوب يعتمد على توزيع مدى سيتودنتايز (Q) الذي سبقت الإشارة إليه في طريقة توكي .

والقاعدة العامة لاعتبار فرق أي متوسطين دال إحصائياً يعتمد على كون

$$\frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{n} \sqrt{Q} \leq \bar{S}_b - \bar{S}_a$$

حيث n عدد الأفراد في المجموعة الواحدة ، وذلك في حالة تساوي أحجام المجموعات . وفي حالة عدم تساوي أحجام المجموعات نستخدم المتوسط التوافقي لحجوم المجموعات من القانون:

$$n = \frac{\text{عدد المجموعات}}{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_3} + \dots}$$

وبلاحظ أن الجزء الأيسر من المتباينة السابقة هي القيمة H.S.D المعروفة في اختبار توكي .

وعموماً فإن طريقة نيومان - كولز تسير في خطوات نوجزها في الآتي :

١ - نرتب المتوسطات تصاعدياً ونرصد قيمها بعد الترتيب في جدول بحيث نكتب قيم هذه المتوسطات مرة في العمود الأول ومرة في الصف الأول داخل هذا الجدول .

٢ - نملأ خلايا الجدول بالفروق بين المتوسطات ، بحيث أن الخلية الموجودة عند نقطة تقاطع أي متوسطين تشتمل على فرق هذين المتوسطين .

٣ - لكل صف أفقي من صفوف الجدول نستخرج قيمة (Q) من جدول المدى المعياري (بالملاحق) الذي سبق استخدامه في اختبار توكي بدرجات حرية :

[التباين داخل المجموعات ، عدد المتوسطات التي يتم مقارنتها في ذلك الصف]

وبلاحظ أن عدد المتوسطات يقل بمقدار واحد كلما تدرجنا في الجدول من أعلى إلى أسفل ، وهذا ما يجعل قيمة (Q) تتغير من صف إلى آخر ، ونرصد هذه القيم بجوار آخر عمود خلايا على يسار الجدول .

٤ - لكل صف في الجدول نحسب القيمة $Q = \frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}$

ويمكن أن نرمز لها بـ H.S.D كما كنا نفعل . أو رمز آخر نقترحه وليكن (R) ونسمى هذه القيمة بالقيمة الحرجة المحسوبة (R) ونرصدها بجوار عمود الخلايا (Q) على يسار الجدول .

■ - في كل صف نقارن فرق المتوسطين الموجود داخل كل خلية بالقيمة الحرجة المحسوبة (R) بنفس الصف ، فإذا اتضح أن الفرق الموجود بالخلية أكبر من أو يساوي قيمة (R) قيل أن الفرق بين متوسطي المجموعتين دال

إحصائيا ، وإذا جاء الفرق الموجود بالخلية أقل من قيمة (R) قيل : إن الفرق بين متوسطي المجموعتين غير دال .

مثال : في إحدى تجارب التعلم جاءت النتائج بخصوص مجموعات أربع كما يلي :
المتوسطات ٨ ، ١٠ ، ٧ ، ٤ على الترتيب
حجم كل مجموعة ٥ أفراد ، كما أن جدول نتائج التحليل كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٢٠,٥٢	٣	٤٠,١٧		
داخل المجموعات	٧١,٣٣	١٦	٤,٤٥	٩,٠٣	٠,١
الكل	١٩١,٨٥	١٩			

اكشف عن مواقع الفروق

الحل : علينا أن نرتب المتوسطات ونرصدها في جدول ، ونحسب الفرق بين كل متوسطين ونضعه في خلية التقاطع كما يلي :

المتوسطات	$\bar{S}_1 = 10$	$\bar{S}_2 = 8$	$\bar{S}_3 = 7$	$\bar{S}_4 = 4$	Q	R
$\bar{S}_1 = 10$ الصف الأول		٢	٣	*٦	٥,١٩	٤,٨٩
$\bar{S}_2 = 8$ الصف الثاني			١	٤	٤,٧٩	٤,٥٠
$\bar{S}_3 = 7$ الصف الثالث				٣	٤,١٣	٣,٨٨
$\bar{S}_4 = 4$ الصف الرابع						

نكشف عن قيم (Q) من جدول المدى المعياري لكل صف من الصفوف .

في الصف الأول : ندخل الجدول بدرجات حرية التباين داخل ، عدد المتوسطات المقارنة في هذا الصف أي عند درجات حرية ١٦ ، ٤ نجد $Q = ٥,١٩$ عند مستوى ٠,٠١ .

في الصف الثاني : أى عند درجات حرية ١٦ ، ٣ نجد $Q = 4,79$ عند مستوى ٠,٠١ .
 في الصف الثالث : أى عند درجات حرية ١٦ ، ٢ نجد $Q = 4,13$ عند مستوى ٠,٠١ .
 وعلينا بعد رصد قيم (Q) في الجدول السابق أن نحسب قيمة (R) لكل صف أيضاً

$$\text{في الصف الأول : } Q = R = \frac{\text{التباين داخل المجموعات}}{\text{عدد أفراد كل عينة}}$$

$$\frac{4,45}{5} \sqrt{5,19} = R$$

$$,89 \sqrt{5,19} =$$

$$,94 \times 5,19 =$$

$$4,89 = R$$

$$\frac{4,45}{5} \sqrt{4,79} = R : \text{ في الصف الثاني}$$

$$,94 \times 4,79 =$$

$$4,50 =$$

$$\frac{4,45}{5} \sqrt{4,13} = R : \text{ في الصف الثالث}$$

$$3,88 =$$

ونرصد القيم السابقة في العمود الأخير من الجدول أسفل الرمز R وتسمى القيمة الحرجة المحسوبة .

وعلينا الآن أن ننظر إلى كل صف من خلايا الجدول ، ونقارن القيمة الموجودة بكل خلية (فرق متوسطين) بالقيمة الحرجة المحسوبة R في نفس صف الخلايا ، فإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أكبر من أو تساوى قيمة R قيل : إن مجموعتي تقاطع الخالية بينهما فروق ، وإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أقل من قيمة R قيل أن المجموعتين ليس بينهما فروق .

ولذلك نلاحظ في الجدول السابق أن :

في صف الخلايا الأولى : القيمة ٢ أقل من ٤,٨٩

فنقول : إنه لا يوجد فروق بين المجموعتين الثانية

والأولى

كذلك القيمة ٣ أقل من ٤,٨٩ .

فنقول : إنه لا يوجد فروق بين المجموعتين الثانية

والثالثة .

أما القيمة ٦ فهي أكبر من ٤,٨٩ .

فنقول : إنه يوجد فروق بين المجموعتين الثانية والرابعة

ونضع فرقها نجمة (*) .

أما في صف الخلايا الثاني : القيمة ١ أقل من ٤,٥٠

فنقول لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والثالثة

كذلك القيمة ٤ أقل من ٤,٥٠ .

فنقول : إنه لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى

والرابعة .

أما في صف الخلايا الثالث : نجد قيمة واحدة هي ٣ وهي أقل من ٣,٨٨ فنقول : إنه

لا توجد فروق بين المجموعتين الثالثة والرابعة .

وعلى هذا نستنتج أنه توجد فروق بين مجموعتين فقط هي المجموعة الثانية

والرابعة .

وعلى الرغم من أن $F = 9,03$ وهي دالة عند ٠,٠١ في النتائج الموضحة

بجدول تحليل التباين .

إلا أن هذه القيمة تنطوي فقط على مواقع للفروق بين متوسطي المجموعتين

الثانية والرابعة .

وعند الاعتماد على حزمة البرامج Spss- X نحصل على شكل النتائج كما يلي :

```

Homogeneous subsets

----- ONEWAY -----

Variable WELL      SENSE OF WELL-BEING SCALE
By Variable EDUC6  EDUCATION IN 6 CATEGORIES

MULTIPLE RANGE TEST

STUDENT-NEWMAN-KEULS PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -

      2.81   3.34   3.65   3.88   4.05

HARMONIC MEAN CELL SIZE =      62.7235
THE ACTUAL RANGE USED IS THE LISTED RANGE *      0.3162

(*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL

      C C C C C C
      T T T T T T
      P P P P P P

Mean      Group      1 2 3 4 5 6

2.8482    Grp 1
2.7737    Grp 2
4.1796    Grp 3      * *
4.5810    Grp 4      * *
4.6625    Grp 5      * *
5.2297    Grp 6      * *

HOMOGENEOUS SUBSETS [SUBSETS OF GROUPS, WHOSE HIGHEST AND LOWEST MEANS
DO NOT DIFFER BY MORE THAN THE SHORTEST
SIGNIFICANT RANGE FOR A SUBSET OF THAT SIZE]

SUBSET 1
GROUP      Grp 1      Grp 2
MEAN      2.8482      2.7737
-----

SUBSET 2
GROUP      Grp 3      Grp 4      Grp 5      Grp 6
MEAN      4.1796      4.5810      4.6625      5.2297
-----

```

5 - طريقة دنكن Duncan's Method

يستفاد من هذا الأسلوب في مقارنة ثنائيات المتوسطات الخاصة بالمجموعات موضع المقارنة .

والقاعدة اللازمة لاعتبار فرق أي متوسطين دال إحصائيا يعتمد على كون

$$D \leq \overline{s_1} - \overline{s_p}$$

حيث D : هي قيمة حرجة من جدول دنكن بالملاحق بدرجات حرية :

3 التباين داخل المجموعات ، عدد المتوسطات التي يتم مقارنتها في

الصف عند ترتيب جميع المتوسطات تصاعدياً .

وهذا ما يجعل قيمة D تتغير

وعموما فطريقة دنكن تسيير في خطوات نوجزها فيما يلي :

١ - نرتب المتوسطات تصاعديا ونرصد قيمها بعد الترتيب في جدول بحيث

تكتب قيم هذه المتوسطات مرة واحدة فقط في الصف الأول من خلايا

الجدول .

٢ - نملأ خلايا الجدول بالفروق بين المتوسطات ابتداء من الجهة اليسرى العلوية من الجدول بحيث أن :

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الأكبر تمتلئ بالفروق بين المتوسط الأكبر، وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب .

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الثانى الأقل مباشرة من الأكبر تترك الأولى منها خالية حيث أصبح عدد المتوسطات أقل بـ (١) وتمتلئ الخلايا التى أسفلها بالفروق بين هذا المتوسط وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب .

* الخلايا الموجودة أسفل المتوسط الثالث الأقل مباشرة من السابق تترك منها خليتان فارغتان حيث أصبح عدد المتوسطات أقل بـ (٢) وتمتلئ الخلايا التى أسفلها بالفروق بين هذا المتوسط وكل متوسط من المتوسطات التالية على الترتيب وهكذا .

٣ - لكل صف أفقى من صفوف الجدول نستخرج قيمة (D) من جدول دنكن بالملاحق بدرجات حرية :

[التباين داخل المجموعات ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى الصف عند ترتيب جميع المتوسطات تصاعدياً] .

ويلاحظ أن عدد المتوسطات يقل بمقدار واحد كلما تدرجنا فى الجدول من أعلى إلى أسفل ، وهذا يجعل قيمة (D) تتغير من صف إلى آخر ، ونرصد هذه القيم بجوار آخر عمود خلايا على يسار الجدول .

٤ - لكل صف فى الجدول تحسب القيمة D

التباين داخل المجموعات
درجات حرية بين المجموعات

ونرمز للقيم الناتجة بالرمز (M) ونسميها بالقيمة الحرجة المحسوبة M ونرصدها بجوار عمود الخلايا (D) على يسار الجدول .

٥ - فى كل صف نقارن فرق المتوسطين الموجود داخل كل خلية بالقيمة الحرجة المحسوبة (M) بنفس الصف .

فإذا اتضح أن الفرق الموجود أكبر من أو يساوى قيمة (M) قيل : إن الفرق بين متوسطى المجموعتين دال إحصائياً ، وإذا جاء الفرق الموجود بالخلية أقل من قيمة (M) قيل : إن الفرق بين متوسطى المجموعتين غير دال .

مثال : فى المثال السابق الخاص بتجارب التعلم استخدم طريقة دنكن .

الحل : علينا أن نرتب المتوسطات ونرصدها فى جدول، فى الصف الأول من خلاياه فقط، ونحسب الفرق بين كل متوسطين مع مراعاة الخطوة (٢) أثناء عملية رصد الفروق .

M	D	$\bar{S}_2 = 10$	$\bar{S}_1 = 8$	$\bar{S}_3 = 7$	$\bar{S}_4 = 4$	
٥,٤٢	٤,٤٥	$\bar{S}_2 - \bar{S}_4$ ٦				الصف الأول
٥,٣٩	٤,٣٤	$\bar{S}_2 - \bar{S}_3$ ٣	$\bar{S}_1 - \bar{S}_4$ ٤			الصف الثانى
٥,٠٣	٤,١٣	$\bar{S}_2 - \bar{S}_1$ ٢	$\bar{S}_3 - \bar{S}_4$ ١	$\bar{S}_3 - \bar{S}_4$ ٣		الصف الثالث
						الصف الرابع

نكشف عن قيم (D) من جدول دنكن بالملاحق لكل صف من الصفوف .

فى الصف الأول : ندخل جدول دنكن بدرجات حرية التباين داخل ، عدد المتوسطات التى يتم مقارنتها فى الصف عند ترتيب جميع المتوسطات .

أى عند درجات حرية ١٦ ، ٤ نجد $D = 4,45$ عند مستوى ٠,١ .

فى الصف الثانى : أى عند درجات حرية ١٦ ، ٣ نجد $D = 4,34$ عند مستوى ٠,١ .

فى الصف الثالث : أى عند درجات حرية ١٦ ، ٢ نجد $D = 4,13$ عند مستوى ٠,١ .

وعلىنا بعد رصد قيم D على اليسار فى الجدول السابق أن نحسب قيمة (M) لكل صف أيضا .

$$\left. \begin{array}{l} \text{التباين داخل المجموعات} \\ \text{درجات الحرية بين المجموعات} \end{array} \right\} D = M : \text{فى الصف الأول}$$

$$\sqrt{\frac{4,40}{3}} \quad 4,40 = M$$

$$1,48 \sqrt{\quad} \times 4,40 =$$

$$0,42 = M$$

$$\sqrt{\frac{4,40}{3}} \quad 3,34 = M: \text{ في الصف الثاني}$$

$$0,29 =$$

$$\sqrt{\frac{4,40}{3}} \quad 4,13 = M: \text{ في الصف الثالث}$$

$$0,03 =$$

ونرصد القيم السابقة في العمود الأخير من الجدول على اليسار أسفل الرمز M علينا الآن أن ننظر إلى كل صف من خلايا الجدول ، ونقارن القيمة الموجودة بكل خلية (فرق متوسطين) بالقيمة الحرجة المحسوبة M في نفس صف الخلايا . فإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أكبر من أو تساوى قيمة M قيل : إن المجموعتين بينهما فروق ، وإذا جاءت القيمة الموجودة بالخلية أقل من قيمة M قيل : إن المجموعتين ليس بينهما فروق .

ولذلك نلاحظ في الجدول السابق أن :

في صف الخلايا الأول : القيمة ٦ أكبر من ٥,٤٢

فنقول : إنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين

الثانية والرابعة .

في صف الخلايا الثاني : جميع القيم أقل من ٥,٢٩

ولذلك لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والرابعة .

ولا توجد فروق بين المجموعتين الثانية والثالثة .

في صف الخلايا الثالث : جميع القيم أقل من ٠,٣٥

ولذلك لا توجد فروق بين المجموعتين الثالثة والرابعة .

لا توجد فروق بين المجموعتين الأولى والثالثة .

لا توجد فروق بين المجموعتين الثانية والأولى .

وعلى هذا نستنتج أنه توجد فروق بين مجموعتين فقط هما المجموعة الثانية والرابعة ، وعلى الرغم من أن $F = 9,03$ وهي دالة عند ٠,١ ، في النتائج الموضحة بجدول تحليل التباين ، إلا أن هذه القيمة تنطوي فقط على مواقع للفروق بين متوسطي المجموعتين الثانية والرابعة .

ويلاحظ أن ما توصلنا إليه بطريقة دنكن هو نفس ما توصلنا إليه بطريقة توكي . ويمكن أن نلخص النتائج بوضع خطوط تحت المتوسطات التي ليس بينها فروق ذات دلالة إحصائية وذلك كما يلي :

المجموعات (العينات) :	الرابعة	الثالثة	الأولى	الثانية
المتوسطات :	٤	٧	٨	١٠
			—————	
			—————	
			—————	
			—————	

ويلاحظ أن أي متوسطين لا يختلفان عن بعضهما بدلالة إحصائية إذا كان تحتها نفس الخط ، وأي متوسطين يختلفان عن بعضهما بدلالة إحصائية إذا لم يكن تحتها نفس الخط .

وإذا استخدمنا الحاسب الآلي مع حزمة البرامج Spss- X نحصل على النتائج كما يوضحها الشكل القادم في أحد البحوث .

MATRIX DATA with procedure ONEWAY

ROWTYPE	EDUC	VARNAME	WELL
N	1		65.0000
MEAN	1		2.6462
N	2		95.0000
MEAN	2		2.7737
N	3		181.0000
MEAN	3		4.1796
N	4		82.0000
MEAN	4		4.5610
N	5		40.0000
MEAN	5		4.6625
N	6		37.0000
MEAN	6		5.2297
MSE			6.2699
DFE			494.0000

NUMBER OF CASES READ = 14 NUMBER OF CASES LISTED = 14

----- O N E W A Y -----

Variable WELL
By Variable EDUC

Group	Grp 1	Grp 2	Grp 3	Grp 4	Grp 5	Grp 6
COUNT	65.	95.	181.	82.	40.	37.
MEAN	2.6462	2.7737	4.1796	4.5610	4.6625	5.2297

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	D.F.	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARES	F RATIO	F PROB.
BETWEEN GROUPS	5	361.3150	72.2630	11.5254	.0000
WITHIN GROUPS	494	3097.3306	6.2699		
TOTAL	499	3458.6456			

----- O N E W A Y -----

Variable WELL
By Variable EDUC

MULTIPLE RANGE TEST

DUNCAN PROCEDURE
RANGES FOR THE 0.050 LEVEL -

2.78 2.93 3.02 3.09 3.15

THE RANGES ABOVE ARE TABLE RANGES.
THE VALUE ACTUALLY COMPARED WITH $MEAN(J) - MEAN(I)$ IS..
 $1.7706 * RANGE * DSQRT(1/N(I) + 1/N(J))$

(*) DENOTES PAIRS OF GROUPS SIGNIFICANTLY DIFFERENT AT THE 0.050 LEVEL

Mean	Group	1	2	3	4	5	6
2.6462	Grp 1						
2.7737	Grp 2						
4.1796	Grp 3	*	*				
4.5610	Grp 4	*	*	*			
4.6625	Grp 5	*	*	*	*		
5.2297	Grp 6	*	*	*	*	*	

٦ - الطريقة المختصرة باستخدام المجالات (المدى)

Short - Cut Computation Using Ranges

تستخدم هذه الطريقة في اختبار كل المقارنات الممكنة بين متوسطات المجموعات أو العينات ، وتعتمد على المدى أو المجال Range لكل عينة وعلى فرض وجود مجموعات لها المتوسطات .

$$S_1, S_2, S_3, \dots, S_j$$

فإن الفرق بين أى متوسطين يكون له دلالة إحصائية إذا كان

$$S_1 - S_2 \leq S \times \frac{\text{مجموع المجالات (المدى) للعينات كلها}}{\text{عدد الأفراد في كل عينة}}$$

حيث : المدى لأي عينة = أكبر درجة - أقل درجة للظاهرة المقاسة

المعامل الحرج للطريقة المختصرة بالملاحق بدرجات S ،

حرية عدد المجموعات (العينات) ، عدد الأفراد في

كل مجموعة .

مثال : فيما يلي بيانات زمن الرجوع لأربع مجموعات تحت ظروف مختلفة .

المجموعة الأولى : ٦,٣ ، ٧,٣ ، ٦,٦ ، ٧,٩ ، ٥,٦ ، ٩,٥

المجموعة الثانية : ٧,٩ ، ٩,٠٠ ، ٩,٥ ، ٨,٤ ، ٨,٣ ، ٨

المجموعة الثالثة : ٧,٥ ، ٩,٣ ، ٧,٥ ، ٧,٤ ، ٦,٠٠ ، ٨

المجموعة الرابعة : ٥ ، ٧,١ ، ٤,٩ ، ٦,٤ ، ٦,٤ ، ٧,١

والمطلوب التحقق من مواقع الفروق بين متوسطات المجموعات ، على اعتبار

أن الباحث توصل إلى نتائج تحليل تباين تشير إلى أن «ف» لها دلالة إحصائية .

الحل : المجموعات المتوسطات المدى (المجال)

الأولى ٧,٢ ٧,٩٠

الثانية ٨,٥٢ ١,٦٠

الثالثة ٧,٦٢ ٣,٣٠

الرابعة ٦,١٥ ٢,٢٠

مجموع المجالات

$$= ١١,٠٠$$

علينا أن نحدد قيمة (S) من جدول الطريقة المختصرة بالملاحق عند درجات حرية :

عدد المجموعات ٤ ، عدد الأفراد في كل مجموعة ٦

إذن قيمة (S) = ٩٥ ، عند مستوى ٠,٠٥

وعلينا أن نحسب الجزء الأيسر من المتباينة

$$\bar{S} - \bar{S}_p \leq S \times \frac{\text{مجموع المجالات}}{\text{عدد الأفراد في كل عينة}}$$

$$\text{الجزء الأيسر } ٩٥ \times \frac{١١}{٦} = ١,٧٤$$

وعلينا أن نقارن الفرق بين كل متوسطين بالقيمة ١,٧٤

وذلك بعد رصد قيم المتوسطات والفرق بينهما في جدول كما يلي :

المجموعة	المتوسطات	٧,٢٠	٨,٥٢	٧,٦٢	٦,١٥
الأولى	٧,٢٠		١,٣٢	,٤٢	١,٠٥
الثانية	٨,٥٢			,٩٠	* ٢,٣٧
الثالثة	٧,٦٢				١,٤٧
الرابعة	٦,١٥				

ويلاحظ أن القيمة ٢,٣٧ أكبر من ١,٧٤ وهي تدل على وجود فرق بين

المجموعتين الثانية والرابعة ، ويمكن أن نضع على هذه القيمة في الجدول نجمة كما يلي (*) .

وباقى الفرق بين أى متوسطين أقل من القيمة ١,٧٤ .

ملاحظة : إذا استخدمنا طريقة توكي مع البيانات السابقة فسوف نصل إلى نفس النتائج ، بينما إذا استخدمنا طريقة أقل فرق دال (L.S.D) فسوف نصل إلى فروق ثلاثة دالة إحصائيا بين :

المجموعتين الثانية والرابعة
والمجموعتين الثانية والأولى
والمجموعتين الثالثة والرابعة

مما يدل على أن طريقة أقل فرق دال (L.S.D) تؤدي إلى فروق بين المتوسطات أكثر من طريقة توكي والطريقة المختصرة فهما أكثر تحفظا .
ملاحظة هامة : بعد عرض الطرق السابقة لمقارنة المتوسطات يجب أن نؤكد على ما يلي :

- ١ - يجب أن تشير نتائج تحليل التباين إلى أن نسبة «ف» لها دلالة إحصائية قبل أن نقبل على استخدام فكرة المقارنات بين المتوسطات .
- ٢ - لا نستخدم طريقة أقل فرق دال (L.S.D) إلا لمقارنة المتوسطات المنصوص على مقارنتها في تصميم البحث قبل البدء بتحليل البيانات .
- ٣ - طريقة توكي تنظر إلى التجربة كوحدة واحدة وهي أكثر تحفظا من باقي الطرق مما يجعل احتمالية ارتكاب خطأ نمط (١) ثابتا للتجربة ككل في حين أن طريقة نيومان - كولز تجعل احتمالية الوقوع في خطأ نمط (١) ثابتا لكل مقارنة على حدة .
- ٤ - أسرع الطرق هي الطريقة المختصرة باستخدام المجالات وهي طريقة متحفظة مثل طريقة توكي .
- ٥ - طريقة دنكن أقوى من طريقة توكي .
- ٦ - طريقة شيفيه من أشهر أساليب المقارنات البعدية في البحوث الإنسانية .

ثانيا : أساليب المقارنات المخطط لها (القبليّة) Priori Comparisons
إن المقارنات المخطط لها قبلا أو مسبقا ، تعتمد على حث الباحث أثناء قراءاته على الأطر النظرية في مجال بحثه ، فنجد أنه أصبح لديه نظريا وفكريا ما يجعله يحاول الإجابة على أسئلة مثل :

هل يختلف متوسط المجموعة الأولى \bar{S}_1 مثلا عن باقي متوسطات المجموعات ؟

هل يختلف متوسط المجموعة الثانية \bar{S}_2 مثلا عن متوسط المجموعتين الثالثة والرابعة ؟

هل يختلف متوسط المجموعة الثالثة \bar{S}_3 مثلا عن متوسط المجموعة الرابعة \bar{S}_4 ؟

إن الإجابة على التساؤلات السابقة يعتمد أيضا على إجراء تحليل التباين ، ويكون الباحث هنا بصدد عقد مقارنات مخطط لها قبليا . ولها أساليب إحصائية تختلف عما عهدناه من قبل من أساليب للمقارنات حينما كان سؤال الباحث .

هل تختلف متوسطات المجموعات بعضها عن بعض ؟
فهو لم يحدد أو لم يود تحديد مقارناته مقدما ، أى أنه على يقين من أنه سوف يجرى جميع المقارنات الثنائية الممكنة بين المتوسطات .

ومن الأساليب التى تستخدم حينما نكون بصدد مقارنات سابقة التخطيط طريقة المقارنات المتعامدة وطريقة دن ، ، ولا تشترط هذه الطرق أن تكون قيمة النسبة F الناتجة فى تحليل التباين دالة أم غير دالة .

١ - طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal Comparisons

قد يرغب الباحث فى التحقق من صحة بعض الفروض المتعلقة بالمتوسطات بحيث يكون كل منها مستقلا عن الآخر (أى استقلال الفروض بعضها عن بعض) ولا يحدث تداخل بين الفروض الفرعية المختلفة .

فإذا توفر شرط كون مجموع عدد من الثوابت (ث) بعدد المجموعات موضع المقارنة = صفر ، فإن توفيقه مجموع حواصل ضرب متوسطات المجموعات فى هذه المقادير الثابتة تسمى مقارنة متعامدة .

أى أن $\bar{S}_1 + \bar{S}_2 + \bar{S}_3 + \dots = \text{صفر}$

يجعل $\bar{S}_1 \times \bar{S}_2 + \bar{S}_2 \times \bar{S}_3 + \bar{S}_3 \times \bar{S}_4 + \dots$ تسمى مقارنة متعامدة .

وإذا كان لمقارنة متعامدة أولى ثوابت $\bar{S}_1 , \bar{S}_2 , \bar{S}_3$

ولمقارنة متعامدة ثانية ثوابت θ_1 ، θ_2 ، θ_3

فيقال للمقارنتين إنهما متعامدتان إذا كان

$$\theta_1 \times \theta_1 + \theta_2 \times \theta_2 + \theta_3 \times \theta_3 = \text{صفر}$$

أو يقال : إن هاتين المقارنتين تحققان شرط التعامد .

ولنفرض الآن أن لدينا ثلاث مجموعات ذات متوسطات \bar{S}_1 ، \bar{S}_2 ، \bar{S}_3

وأردنا :

١ - مقارنة متوسط المجموعة الأولى بمتوسط المجموعة الثانية :

فإن الفرض الصفري يكون $\bar{S}_1 - \bar{S}_2 = \text{صفر}$

ويمكن التعبير عن هذه المقارنة كما يلي :

$$(1) \times \bar{S}_1 + (-1) \times \bar{S}_2 + (0) \times \bar{S}_3 = \text{صفر}$$

حتى يكون مجموع الثوابت الثلاثة = صفر

$$(1) + (-1) + (0) = \text{صفر}$$

٢ - مقارنة متوسط متوسطي المجموعة الأولى والثانية بمتوسط المجموعة

الثالثة .

$$\text{فإن الفرض الصفري يكون } \frac{\bar{S}_1 + \bar{S}_2}{2} - \bar{S}_3 = \text{صفر}$$

$$\text{أو } \frac{1}{2} \bar{S}_1 + \frac{1}{2} \bar{S}_2 - \bar{S}_3 = \text{صفر}$$

ويمكن التعبير عن هذه المقارنة كما يلي :

$$\left(\frac{1}{2}\right) \bar{S}_1 + \left(\frac{1}{2}\right) \bar{S}_2 + (-1) \bar{S}_3 = \text{صفر}$$

حتى يكون مجموع الثوابت الثلاثة = صفر

$$\left(\frac{1}{2}\right) + \left(\frac{1}{2}\right) + (-1) = \text{صفر}$$

وحيث أن مجموع الثوابت في كل من المقارنة الأولى والمقارنة الثانية = صفر
إذن فكل منهما قد توفر فيه شرط التعامد
وحتى يمكن لنا أن نقول : إنهما مقارنتان متعامدتان يجب أن يكون مجموع
حواصل ضرب كل ثابتين متناظرين = صفر
أي أن $\theta_1 \times \theta_1 + \theta_2 \times \theta_2 + \theta_3 \times \theta_3 = \text{صفر}$ كما سبقت الإشارة ،
وهذا واضح في المقارنتين السابقتين .

ثوابت المقارنة الأولى ١ - ١ - صفر

ثوابت المقارنة الثانية $\frac{1}{2}$ $\frac{1}{2}$ ١ -

$$\text{حيث نرى أن } \left(\frac{1}{2} \times 1 \right) + \left(\frac{1}{2} \times 1 \right) + (\text{صفر} \times 1) = \text{صفر}$$

وطبيعة الحال فهذه الثوابت يمكن استنتاجها ، وقد عرضت في بعض المؤلفات
على أساس عدم الاجتهاد فيها واستخدامها مباشرة من جداول أعدت لهذا الغرض ،
وفيما يلي بعض هذه الثوابت باختلاف إعداد المجموعات .
(أولاً) عندما يكون عدد المجموعات = ٣

$$\theta_1 = 1 \quad \theta_2 = \frac{1}{2} \quad \theta_3 = \frac{1}{2}$$

$$\theta_1 = \text{صفر} \quad \theta_2 = 1 \quad \theta_3 = 1$$

(ثانياً) عندما يكون عدد المجموعات = ٤

$$\theta_1 = 3 \quad \theta_2 = 1 \quad \theta_3 = 1 \quad \theta_4 = 1$$

$$\theta_1 = \text{صفر} \quad \theta_2 = 2 \quad \theta_3 = 1 \quad \theta_4 = 1$$

$$\theta_1 = \text{صفر} \quad \theta_2 = \text{صفر} \quad \theta_3 = 1 \quad \theta_4 = 1$$

(ثالثاً) عندما يكون عدد المجموعات = ٥

$$\theta_1 = 4 \quad \theta_2 = 1 \quad \theta_3 = 1 \quad \theta_4 = 1 \quad \theta_5 = 1$$

$$\theta_1 = \text{صفر} \quad \theta_2 = 3 \quad \theta_3 = 1 \quad \theta_4 = 1 \quad \theta_5 = 1$$

$$ث_1 = \text{صفر} \quad ث_2 = \text{صفر} \quad ث_3 = 2 \quad ث_4 = 1 \quad ث_5 = 1$$

$$ث_1 = \text{صفر} \quad ث_2 = \text{صفر} \quad ث_3 = \text{صفر} \quad ث_4 = 1 \quad ث_5 = 1$$

وبعد ذلك فإذا أراد الباحث أن يستخدم أسلوب المقارنات المتعامدة ، فإن عليه أن يحسب نسبة فائية «ف» غير التي توصل إليها في تحليل التباين من القانون .

$$ف = \frac{[ث_1 \times س_1 + ث_2 \times س_2 + ث_3 \times س_3 + \dots]}{\left[\frac{ث_1^2}{ن_1} + \frac{ث_2^2}{ن_2} + \frac{ث_3^2}{ن_3} + \dots \right] \times \text{التباين داخل المجموعات}}$$

حيث $ث_1, ث_2, ث_3, \dots$ الثوابت أو المعاملات الوزنية طبقاً لعدد المجموعات كما سبقت الإشارة .

$س_1, س_2, س_3, \dots$ متوسطات المجموعات المختلفة

$ن_1, ن_2, ن_3, \dots$ أعداد الأفراد في المجموعات المختلفة

ثم نقارن قيمة «ف» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ف» الجدولية بالملاحق عند درجات حرية (١ ، درجات حرية التباين داخل المجموعات) فإذا جاءت «ف» المحسوبة أكبر من أو تساوى «ف» الجدولية رفض الفرض الصفري .

وإذا جاءت «ف» المحسوبة أقل من «ف» الجدولية قبل الفرض الصفري .

مثال : طبق اختبار للغضب على أربع مجموعات من الأطفال مختلفين في طريقة الرضاعة (التغذية) الأولى رضاعة طبيعية . والثانية رضاعة صناعية . والثالثة تغذية طبيعية أكثر من الصناعية . والرابعة تغذية صناعية أكثر من الطبيعية ، بحث اشتملت كل مجموعة على ٤٧ طفلاً . فإذا كانت متوسطات المجموعات على التوالي ١٣,٧٣ ، ١٠,١٣ ، ٦,٤٨ ، ٥,٤٤ وجاءت نتائج تحليل التباين كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١١٨٤,٠٠	٣	٣٩٤,٦٧		
داخل المجموعات	١٣٧٩,٠٠	١٨٤	٧,٤٩	٥٢,٦٦	٠,٠١
الكل	٢٥٦٣,٠٠	١٨٧			

وقد اهتم الباحث بالتحقق من صحة الفروض التالية قبل بدء التجربة (البحث).

١ - لا يختلف أطفال الرضاعة الطبيعية عن باقي مجموعات الأطفال في الغضب .

٢ - لا يختلف أطفال الرضاعة الصناعية عن مجموعتي التغذية الطبيعية والصناعية في الغضب .

٣ - لا يختلف أطفال التغذية الطبيعية أكثر من الصناعية عن أطفال التغذية الصناعية أكثر من الطبيعية في الغضب .

إن الفروض الثلاثة تتطلب إجراء ثلاث مقارنات قد حددها الباحث قبل بدء التجربة وهي كما يلي :

$$\bar{س}_1 - \frac{\bar{س}_1 + \bar{س}_ب + \bar{س}_ج}{3} = \text{صفر}$$

$$\bar{س}_ب - \frac{\bar{س}_ب + \bar{س}_ج}{2} = \text{صفر}$$

$$\bar{س}_ج - \bar{س}_د = \text{صفر}$$

ويمكن أن نرمز لكل من المقارنات السابقة بالرموز ψ_1 ، ψ_2 ، ψ_3

على الترتيب ويسمى ψ_4 (أبساي) وهو حرف لاتيني

وعلىنا عمل جدول نرصد فيه قيم المتوسطات والأوزان أو القيم الثابتة كما يلي :

المقارنة / المتوسط	المجموعة الأولى س _١ = ١٣,٧٣	المجموعة الثانية س _٢ = ١٠,٠٣	المجموعة الثالثة س _٣ = ٦,٤٨	المجموعة الرابعة س _٤ = ٥,٤٤
معاملات المقارنة الأولى	٣	١-	١-	١-
معاملات المقارنة الثانية	صفر	٢	١-	١-
معاملات المقارنة الثالثة	صفر	صفر	١	١-

علينا أن نحسب النسبة «ف» ثلاث مرات طبقاً للقانون .

$$ف = \frac{[ث_١ \times س_١ + ث_٢ \times س_٢ + ث_٣ \times س_٣ + \dots]}{\left[\frac{ث_١^٢}{ن_١} + \frac{ث_٢^٢}{ن_٢} + \frac{ث_٣^٢}{ن_٣} + \dots \right] \times \text{التباين داخل المجموعات}}$$

في حالة المقارنة الأولى (الفرض الأول) :

$$ف = \frac{[٥,٤٤ \times (١-) + ٦,٤٨ \times (١-) + ١٠,٠٣ \times (١-) + ١٣,٧٣ \times ٣]}{\left[\frac{١(١-)}{٤٧} + \frac{١(١-)}{٤٧} + \frac{١(١-)}{٤٧} + \frac{١(٣)}{٤٧} \right] \times ٧,٤٩}$$

$$ف = \frac{[٥,٤٤ - ٦,٤٨ - ١٠,٠٣ - ٤١,١٩]}{[٠,٢ + ٠,٢ + ٠,٢ + ٠,٦] \times ٧,٤٩}$$

$$ف = \frac{[١٩,٢٤]}{[٠,١٢] \times ٧,٤٩}$$

$$ف = ٢١١,٨٥$$

وعند درجات حرية (١٨٤ ، ١)

نجد أن قيمة « ف » الجدولية من الملاحق

ف = ٦,٦٣ عند مستوى ٠,١

وبالتالى نجد أن ف المحسوبة ٤١١,٨٥ أكبر من قيمة « ف » الجدولية ٦,٦٣ وعلى هذا نرفض الفرض الصفرى .

ونستطيع القول بأن أطفال الرضاعة الطبيعية يختلفون فى الغضب عن باقى مجموعات الأطفال « ويكون الفرض الأول قد رفض .
وعليئنا أن نستخدم نفس الطريقة مرة أخرى

فى حالة المقارنة الثانية (الفرض الثانى) :

$$F = \frac{[0,44 \times (1-) + 6,48 \times (1-) + 10,03 \times 2 + 13,73 \times \text{صفر}]}{\left[\frac{2(1-)}{47} + \frac{2(1-)}{47} + \frac{2(2)}{47} + \frac{2(\text{صفر})}{47} \right] \times 7,49}$$

$$F = \frac{66,26}{1,09 \times 7,49}$$

$$F = 98,29$$

وعند درجات حرية (١ ، ١٨٤) نجد أن قيمة « ف » الجدولية = ٦,٦٣ وبالتالى فإن « ف » المحسوبة ٩٨,٢٩ أكبر من « ف » الجدولية ٦,٦٣ وعلى هذا فإن أطفال الرضاعة الصناعية يختلفون فى الغضب عن أطفال مجموعتى التغذية الطبيعية والصناعية ، ويكون الفرض الثانى قد رفض .
فى حالة المقارنة الثالثة (الفرض الثالث) :

$$F = \frac{[0,44 \times (1-) + 6,48 \times 1 + 10,03 \times \text{صفر} + 13,73 \times \text{صفر}]}{\left[\frac{2(1-)}{47} + \frac{2(1)}{47} + \frac{2(\text{صفر})}{47} + \frac{2(\text{صفر})}{47} \right] \times 7,49}$$

$$F = \frac{1,09}{0,4 \times 7,49}$$

$$F = 3,64$$

وعند درجات حرية (١ ، ١٨٤) نجد أن «ف» الجدولية = ٦, ٦٣

وبالتالى نجد أن «ف» المحسوبة أقل من «ف» الجدولية .

ونستنتج أن التغذية الطبيعية أكثر من الصناعية للأطفال لا تختلف فى دورها (تأثيرها) على الغضب عن التغذية الصناعية أكثر من الطبيعية للأطفال . أى أن الفرض الثالث قد تحقق .

٢ - طريقة دن وبنفرونى Dunn and Bonferroni :

وتستند هذه الطريقة على فكرة تجزئة مستوى الدلالة α على عدد المقارنات التى يتوقعها الباحث قبل تجربته ولذلك يكون مستوى الدلالة لكل من هذه المقارنات =

$\frac{\alpha}{\text{عدد المقارنات}}$ ولا تختلف كثيرا فكرة دن وبنفرونى عن فكرة المقارنات المتعامدة

فكلاهما يعتمد على مفهوم الأوزان أو الثوابت $\theta_1, \theta_2, \dots$

وبدلا من أننا فى الطريقة المتعامدة نحسب نسبة «ف» فإننا نحسب هنا قيمة «ت» طبقا للقانون التالى .

$$T = \frac{[\theta_1 \bar{S}_1 + \theta_2 \bar{S}_2 + \theta_3 \bar{S}_3 + \dots + \theta_j \bar{S}_j + \dots + \theta_k \bar{S}_k]^2}{\left[\frac{\theta_1^2}{n_1} + \frac{\theta_2^2}{n_2} + \frac{\theta_3^2}{n_3} + \dots + \frac{\theta_j^2}{n_j} + \dots + \frac{\theta_k^2}{n_k} \right] \times \text{التباين داخل المجموعات}}$$

حيث $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_j, \dots, \theta_k$ الثوابت أو المعاملات الوزنية طبقا لعدد

المجموعات كما سبقت الإشارة .

$\bar{S}_1, \bar{S}_2, \bar{S}_3, \dots, \bar{S}_j, \dots, \bar{S}_k$ متوسطات المجموعات المختلفة
 $n_1, n_2, n_3, \dots, n_j, \dots, n_k$ أعداد الأفراد فى المجموعات المختلفة

ثم نقارن قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق بقيمة «ت» الجدولية من جدول اقترحتة دن ، بالملاحق ، ويستخدم للدخول فى هذا الجدول :

[درجات حرية التباين داخل المجموعات ، عدد المقارنات]

عند نسبة ثقة لكل مقارنة قدرها ١ - $\frac{\text{مستوى الدلالة}}{\text{عدد المقارنات}}$

ولكى تكون أى مقارنة من المقارنات التى يتوقعها الباحث مسبقا ذات دلالة إحصائية فإن قيمة «ت» المحسوبة من القانون السابق يجب أن تكون أكبر عدديا من قيمة «ت» الجدولية من جدول «دن» .

مثال : فى المثال السابق سوف نحاول إجراء المقارنة الأولى باستخدام فكرة «دن» .

$$ت = \frac{\sqrt{[0,44 \times (1-) + 6,48 \times (1-) + 10,03 \times (1-) + 13,73 \times 3]}}{\sqrt{\left[\frac{2(1-)}{47} + \frac{2(1-)}{47} + \frac{2(1-)}{47} + \frac{2(3)}{47} \right] \times 7,49}}$$

$$ت = \frac{19,24}{,12 \times 7,49 \sqrt{}}$$

$$ت = \frac{19,24}{,95}$$

$$ت = 20,29$$

وهى قيمة دالة إحصائيا بمقارنتها بجدول «دن» عند دخوله بـ

$$[184 , 3] \text{ عند نسبة ثقة للمقارنة قدرها } 1 - \frac{,05}{3} \text{ أى } 983 ,$$

ويلاحظ أن الجداول صممت عند مستويين للدلالة هما : 05 , 01 , وذلك لأى عدد من المقارنات .

الفصل الخامس

التصميم العام لثنائي الاتجاه

للقياسات المستقلة

تحليل التباين ثنائي الاتجاه

تحليل التباين ثنائي الاتجاه (المزدوج)

Two Way Analysis of variance

مقدمة :

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات من الأطفال من جنسيات ثلاث مختلفة ، وليكن بريطانيين وأمريكيين وفرنسيين ، وطبق على كل مجموعة من هذه المجموعات اختبار في الذكاء . لقد كنا نقارن بين المجموعات الثلاث باستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه ، وذلك حينما نود التحقق من صحة الفرض الصفري القائل :
« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الذكاء بين الأطفال البريطانيين والأطفال الأمريكيين والأطفال الفرنسيين » .
أو الفرض الصفري القائل : « لا تختلف نسب الذكاء لدى الأطفال باختلاف جنسياتهم » .

ولكن نفرض أن كل مجموعة من مجموعات الأطفال فيها أطفال من الجنسين . بمعنى أن مجموعة الأطفال البريطانيين تشمل ذكوراً وإناثاً وكذلك أي مجموعة أخرى ... وبذلك ظهر لدينا عامل جديد هو الجنس (ذكور - إناث) ويصبح لدينا الآن عاملان مستقلان Two Factors يتم في ضوءهما التصنيف هما :

عامل الجنسية : ٣ جنسيات

عامل الجنس : جنسان

وبالتالي يكون لدينا الآن أيضاً ست توفيقات فريدة Unique Combinations أو مجموعات فرعية هي ذكور بريطانيون وإناث بريطانيات وذكور أمريكيون وإناث أمريكيات وذكور فرنسيون وإناث فرنسيات .

ونقول أيضاً : إن لدينا تصميماً على النمط 2×3 وتقرأ ٣ في ٢ أن هذه المجموعات الست أو هذا التصميم يثير ثلاثة من الأسئلة :

- ١ - هل توجد فروق في الذكاء بين البريطانيين والأمريكيين والفرنسيين ؟ .
- ٢ - هل توجد فروق في الذكاء بين الذكور والإناث ؟ .
- ٣ - هل توجد فروق في الذكاء يمكن عزوها لكون الذكور والإناث من جنسيات مختلفة ؟ .

إن السؤال الأول تتم الإجابة عليه من خلال مقارنة متوسطات درجات الذكاء للجنسيات الثلاث .

والسؤال الثانى تتم الإجابة عليه من خلال مقارنة متوسط الذكور فى الذكاء بمتوسط الإناث .

ونطلق على الفروق المحتملة بين مستويات العامل الأول (الجنسية) أو مستويات العامل الثانى (الجنس) فى توزيعها (تأثيرها) على المتغير التابع (الذكاء) اسم التأثير الرئيسى Main Effect .

أما السؤال الثالث فالإجابة عليه تحتاج لبعض الإيضاح نعرضه فيما يلى :

إن السؤال الثالث يدور حول فكرة ما إذا كان للمستويات المختلفة لأحد العاملين المستقلين آثار مختلفة على الذكاء باختلاف مستويات العامل الثانى فقد نفترض أن لدى إحدى الجنسيات ذكاء الإناث أعلى من ذكاء الذكور فى الوقت الذى يكون لجنسية أخرى ذكاء الذكور أعلى من ذكاء الإناث .

فمثلا هل ذكاء الإناث البريطانيين أعلى من ذكاء الذكور البريطانيين بينما ذكاء الذكور الأمريكيين أقل من ذكاء الإناث الأمريكيات . أم أن ذكاء الإناث أقل دائما فى جميع الجنسيات من ذكاء الذكور .

إن هذه الخاصية تعرف بالتفاعل Interaction بين الجنسية والجنس ، وهى تكشف عما إذا كان للجنسيات الثلاث آثار مختلفة على كل من الذكور والإناث ، ويكون ليس للتفاعل أثر إذا اتضح أن لجميع الجنسيات موضع البحث آثاراً متناظرة لدى الجنسين ، أى ذكاء أحد الجنسين أعلى باستمرار من ذكاء الجنس الآخر لدى جميع الجنسيات . وعلى ذلك فالتفاعل يظهر عندما يكون تأثير عامل مختلف بالنسبة لمستويات العامل الآخر .

فإذا كانت مستويات العاملين (الجنسية - الجنس) لها تأثيرات ثابتة Fixed Effects أى أن جميع المستويات لكل من العاملين قد أدخلت فى الحساب ولم يستثن أى منها سيكون لدينا ثلاثة فروض (الأول) حول الفروق فى الذكاء التى تعزى للجنسية ويكون مصدر التباين هنا هو العامل الأول (جنسية الطفل) ويكون الفرض (الثانى) حول الفروق فى الذكاء التى تعزى إلى الجنس ، ويكون مصدر التباين هنا هو العامل الثانى (جنس الطفل) أما الفرض (الثالث) حول الفروق فى الذكاء التى

تعزى إلى الجنسية والجنس معاً ، فيكون مصدر التباين هنا هو تفاعل العاملين المستقلين (جنسية الطفل و جنس الطفل) ونكتبها تفاعل $A \times B$ حيث A العامل الأول ، B العامل الثانى ، ويشير إلى تأثيرهما المشترك على المتغير التابع ، وهو الذكاء فى مثالنا .

ويمكن صياغة الفروض الثلاثة على النحو التالى :

- ١ - لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الأطفال باختلاف جنسياتهم ، أو ، لا تختلف نسب الذكاء باختلاف جنسية الطفل .
- ٢ - لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الأطفال الذكور والأطفال الإناث ، أو ، لا تختلف نسبة الذكاء باختلاف الجنس .
- ٣ - لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية فى الذكاء بين الذكور والإناث باختلاف جنسياتهم ، أو ، لا يختلف تأثير الجنسية على الذكاء باختلاف الجنس .

أو ، ليس لتفاعل الجنسية والجنس أثر على ذكاء الأطفال .

وأحيانا لا يمكن توقع حدوث تفاعل نتيجة مزج أو تداخل عاملين مستقلين فى حدود المعلومات المتوفرة عن تأثير كل عامل على حدة ، وفى كثير من الأحيان يمكن تقدير التفاعل بين أى مزيج أو تداخل من العوامل ، ويحتمل أحيانا وجود تأثير رئيسى أو أكثر مع وجود أو عدم وجود تفاعل ، وقد يكون هناك تفاعل دون وجود تأثير رئيسى . وبالرغم من ذلك فإنه حينما يظهر تفاعل جوهري فإننا نتجاهل عادة جوهريّة أو عدم جوهريّة التأثير الرئيسى ، أى أنه فى حالة وجود تفاعل ، فإن الحقيقة فى حد ذاتها تعنى أن تأثير أحد العوامل يختلف بناء على مستويات العامل الآخر .

طريقة التحليل :

لا يخرج كثيراً منطلق تحليل التباين ثنائى الاتجاه (المزيج) عن كونه امتداداً لتحليل التباين أحادى الاتجاه (البسيط) الذى سبق أن عرضناه .

ففى تحليل التباين الاحادى كنا نقوم بتجزئة مجموع مربعات الانحرافات (مجموع مربعات الدرجات) إلى مكونين يوفر كل منهما تقديراً للتباين فى المجتمع . يشق أحدهما من انحرافات الدرجات عن متوسطات مجموعاتها (التباين داخل

المجموعات) بينما الآخر يشتق من انحراف متوسطات المجموعات عن المتوسط العام (التباين بين المجموعات) .

وإذا كان الفرض الصفري صحيحاً يصبح هذان التباينان غير مختلفين وتقديراً لنفس المجتمع . أما إذا كان التباين بين المجموعات كبيراً بالمقارنة بالتباين داخل المجموعات (الذى لا يتأثر بالفروق بين متوسطات المجموعات) فعلياً أن نقبل الفرض البديل القائل بأن المجموعات ليست من نفس المجتمع ونرفض بالتالى الفرض الصفري القائل بأن التباين داخل المجموعات يعتمد على انحرافات كل درجة عن متوسط مجموعتها ، فهو بهذا غير حساس للفروق بين المجموعات أو للفروق بين مستويات العوامل المستقلة ، وبالتالى يمكن استخدام هذا التباين (داخل المجموعات) كمعيار يقارن به أى حجم من التباين نقوم بتقديره .

وتوزيع النسبة بين كل من التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات يأتى طبقاً لتوزيع النسبة ف F Ratio لفشر Fisher ويمكننا أن نحدد احتمالية الحصول على هذه النسبة نتيجة لخطأ العينة وحده . فإذا جاء الاحتمال ضئيلاً بقدر واضح (٠,٠٥ فأقل) فإن الفرض الصفري يصبح مدحوضاً أو مرفوضاً .

وفى تحليل التباين ثنائى الاتجاه لن نبعد كثيراً عن تلك الفكرة فنقوم بتجزئة مجموع المربعات إلى قسمين أيضاً أو مكونين يوفر كل منهما تقديراً للتباين فى المجتمع أحدهما التباين داخل المجموعات والآخر هو التباين بين المجموعات على نفس النحو الذى كان يحدث فى تحليل التباين أحادى الاتجاه .

إلا أن مجموع مربعات الانحرافات الخاص بـ (بين المجموعات) ينشطر إلى ثلاثة أجزاء حساسة لخصائص معينة فى البيانات التجريبية الملاحظة هى :

١ - أحد تقديرات الاختلاف Variability فى المجتمع يعتمد على انحرافات متوسطات مستويات العامل الأول (العامل المستقل الأول) أو الجنسية فى مثالنا السابق عن المتوسط العام . ويكون التباين هنا حساساً للفروق بين متوسطات العامل المستقل الأول .

٢ - وتقدير الاختلاف الثانى فى المجتمع يعتمد على انحرافات متوسطات مستويات العامل الثانى (العامل المستقل الثانى) - أو الجنس فى مثالنا السابق - عن المتوسط العام . ويكون التباين هنا حساساً للفروق

بين متوسطات العامل المستقل الثانى .

٣ - ويعتمد التقدير الثالث للاختلاف فى المجتمع على انحرافات متوسط كل مجموعة عن ما يمكن التنبؤ به بناء على المعلومات الخاصة بالتأثيرين الرئيسيين للعاملين الأول والثانى ويكون التباين هنا حساساً للتفاعل الممكن بين العاملين المستقلين .

وتستخدم النسبة بين كل من أحد الانشطارات أو أحد تقديرات الاختلاف والتباين داخل المجموعات فى اختبار الفرض الصفري القائل بأن : متوسطات المتغير التابع لا تختلف باختلاف مستويات العامل المستقل ، .

على اعتبار أن انخفاض هذه النسبة يُعدُّ دليلاً على عدم اختلاف المتوسطات ويتفق Mc Call و Ferguson and Takane على أن أى نسبة بين متوسط مربعات هذه الانشطارات الثلاث (التباينات الثلاثة) إلى متوسط مربعات داخل المجموعات (التباين داخل المجموعات) تؤدي إلى قيمة تعد اختباراً للفرض الصفري الذى مؤداه أن المتوسطات موضع الاهتمام تختلف فيما بينها فى حدود المتوقع نتيجة لأخطاء الصدفة .

وفيما يلى الخطوات اللازم إجراؤها لتحليل التباين ثنائى الاتجاه ، وذلك على اعتبار توافر بيانات بخصوص ظاهرة ما ، ولتكن القلق (متغير تابع) فى ضوء مرحلة النمو (متغير مستقل) والجنس (متغير مستقل) .

وعلى اعتبار ثلاث مراحل للنمو : طفولة متأخرة - مراهق - شباب و جنسين : ذكور - إناث

يمكننا عرض بيانات خاصة بست مجموعات يجب حساب إحصاءاتها الأولية على النحو التالى ، وذلك قبل تطبيق التصميم الرياضى المقترح .

أطفال		مراهقون		شباب	
ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
١٠٠	٢٠٠	٢٠٠	٢٠٠	٢٠٠	٢٠٠
٥	٨	١٥	١٦	٠	١٠
٠	١١	٠	١٨	٠	٠
٩	٠	٠	٠	١٣	٠
٨	٠	٠	٠	١٤	٠
٠	٠	٠	٠	٠	١٧
٠	٠	١٩	٠	٠	٨
١٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠
مج س _١	مج س _٢	مج س _٣	مج س _٤	مج س _٥	مج س _٦
٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠
٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠
مج س _١ ^٢	مج س _٢ ^٢	مج س _٣ ^٢	مج س _٤ ^٢	مج س _٥ ^٢	مج س _٦ ^٢
٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠	٢٠

حجم العينة

مجموع الدرجات

المتوسط

مجموع مربعات الدرجات

الانحراف المعياري

علما بأن : $\bar{S} = \frac{\text{مج س}}{N}$ كذلك

$$E = \sqrt{\frac{\text{مج س}^2}{N} - \left(\frac{\text{مج س}}{N}\right)^2} \quad \text{أو} \quad E = \sqrt{\frac{\text{مج}(\bar{S} - S)^2}{N}}$$

وعلينا أن نحسب $\text{مج س} = \text{مج س}_1 + \text{مج س}_2 + \text{مج س}_3 + \text{مج س}_4 + \text{مج س}_5 + \dots$

وعلينا أن نحسب \bar{S} المتوسط الكلي (الوزني) للمجموعات الست :

$$\bar{S} = \frac{S_1 + S_2 + S_3 + S_4 + S_5 + \dots + S_6}{6}$$

ويلاحظ أن قانون \bar{S} السابق في حالة تساوي عدد أفراد العينة في كل

مجموعة من المجموعات الست موضع المقارنة .

وسوف نعرض فيما بعد ماذا نفعل في حالة عدم تساوي أحجام المجموعات ثم

نطبق الخطوات القادمة وبسهولة على نفس النسق الموضح :

بين المجموعات

- ١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] = \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] = \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] + \dots$$
- ٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - ١
الخطوة (١)
- ٣ - نحسب التباين بين المجموعات =
الخطوة (٢)
- ٤ - نحسب مجموع المربعات بين مراحل النمو =

$$[s_{11}^2 + s_{12}^2 + s_{13}^2 + s_{21}^2 + s_{22}^2 + s_{23}^2 + s_{31}^2 + s_{32}^2 + s_{33}^2] - \frac{(\sum s_i)^2}{n}$$
- ٥ - نحسب درجات الحرية بين مراحل النمو = عدد مراحل النمو - ١
الخطوة (٤)
- ٦ - نحسب التباين بين مراحل النمو =
الخطوة (٥)
- ٧ - نحسب مجموع المربعات بين الجنسين =

$$[s_{11}^2 + s_{12}^2 + s_{13}^2 + s_{21}^2 + s_{22}^2 + s_{23}^2 + s_{31}^2 + s_{32}^2 + s_{33}^2] - \frac{(\sum s_i)^2}{n}$$
- ٨ - نحسب درجات الحرية بين الجنسين = عدد الجنسين - ١
الخطوة (٧)
- ٩ - نحسب التباين بين الجنسين =
الخطوة (٥)
- ١٠ - نحسب مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) - [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]
- ١١ - نحسب درجات حرية التفاعل = الخطوة (٥) × الخطوة (٨)
- ١٢ - نحسب تباين التفاعل =
الخطوة (١١)

داخل المجموعات

- ١ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] = \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] = \sum_{i=1}^n [s_i^2 - \frac{(\sum s_i)^2}{n}] + \dots$$
- ب - نحسب درجات الحرية داخل المجموعات
= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات
- الخطوة (١)
- ج - نحسب التباين داخل المجموعات =
الخطوة (ب)

(i) - احسب مجموع المربعات الكلى =

مجموع المربعات داخل المجموعات + مجموع المربعات بين المجموعات

(ii) - احسب درجات حرية المجموع الكلى للمربعات =

درجات حرية داخل المجموعات + درجات حرية بين المجموعات .

(iii) - احسب النسبة الفائية ، ف ، ثلاث مرات :

$$F_1 = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (ج)}}$$

للتعرف على دلالة الفرق بين مستويات العامل الأول (مراحل النمو)

بدرجات حرية الخطوة (٥) والخطوة (ب)

$$F_2 = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (ج)}}$$

للتعرف على دلالة الفرق بين مستويات العامل الثانى (الجنس)

بدرجات حرية الخطوة (٨) والخطوة (ب)

$$F_3 = \frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (ج)}}$$

للتعرف على دلالة التفاعل بدرجات حرية الخطوة (١١) والخطوة (ب)

وينبغى أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة ، ف ، بمقارنتها بجدول دلالة ، ف ،

المرفق بالملاحق:

مثال :

فيما يلى بيانات خاصة بالتحصيل الدراسى لثلاث مجموعات درست باستخدام

ثلاث طرق مختلفة للتدريس واشتملت كل مجموعة على عدد متساوى من الذكور

الإناث .

والمطلوب التحقق من صحة الفروض التالية :

١ - لا يختلف متوسط التحصيل الدراسى باختلاف طريقة التدريس .

٢ - لا يختلف متوسط التحصيل الدراسى لدى الذكور عنه لدى الإناث .

٣ - ليس لتفاعل طريقة التدريس والجنس أثر على التحصيل الدراسى .

طريقة التدريس الثالثة		طريقة التدريس الثانية		طريقة التدريس الأولى	
إنبات	تكرار	إنبات	تكرار	إنبات	تكرار
٤٢	٢١	٢٩	٤١	٥١	٢١
٩٢	٢٩	١٠٤	٢١	٩١	٤١
١٥١	٥٩	١٢٠	١٩	٩٧	٢٨
١٤٤	٢٧	١٢٢	٥٩	٢٢	٩٢
١٣٣	٨٧	١١٤	٨٢	٢٥	١٤
١٢٤	٩٩	٩٢	٨٦	٢٦	١٦
٦٨	١٢١	٨٧	٤٥	٢٨	٢٩
١٤٢	١٠٤	٦٤	٢٧	٧١	٢١
ن _١ = ٨	ن _٢ = ٨	ن _٣ = ٨	ن _٤ = ٨	ن _٥ = ٨	ن _٦ = ٨
مجموع س _١ = ٩٠١	مجموع س _٢ = ٥٧٧	مجموع س _٣ = ٧٥٢	مجموع س _٤ = ٢٩٥	مجموع س _٥ = ٤٤١	مجموع س _٦ = ١٧٧
س _١ = ١١٢, ٦٣	س _٢ = ٧٢, ١٢	س _٣ = ٩٤, ٠٠	س _٤ = ٤٩, ٢٨	س _٥ = ٥٥, ١٢	س _٦ = ٢٤, ٦٣
مجموع س _١ ^٢ = ١١٢١٥٢	مجموع س _٢ ^٢ = ٥١٠٨٩	مجموع س _٣ ^٢ = ٧٢٢٤١	مجموع س _٤ ^٢ = ٢٣٧١٢	مجموع س _٥ ^٢ = ٢٠٧٩١	مجموع س _٦ ^٢ = ١٢٨٥٩
ع _١ = ٢٨, ٢١	ع _٢ = ٢٤, ٤١	ع _٣ = ٢٨, ٦٢	ع _٤ = ٢٢, ٩٤	ع _٥ = ٢٨, ٤٦	ع _٦ = ٢٢, ١٠

حجم العينة

مجموع الدرجات

المتوسط

مجموع مربعات الدرجات

الانحراف المعياري

$$\text{نحسب مج س} = 277 + 441 + 390 + 752 + 577 + 901 = 3343$$

$$\text{ونحسب س} = \frac{\text{س} + \text{س} + \text{س} + \text{س} + \text{س} + \text{س}}{6}$$

$$\frac{417,9}{6} = \text{س}$$

$$\text{س} = 69,65$$

وعلينا الان إجراء الحسابات الخاصة بالتباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات بأجزائه .
داخل المجموعات :

أ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات

$$\begin{aligned} &= \text{ن} \times \text{ع} + \text{ن} \times \text{ع} + \text{ن} \times \text{ع} + \text{ن} \times \text{ع} + \text{ن} \times \text{ع} + \text{ن} \times \text{ع} \\ &= (23,10) \times 8 + (28,46) \times 8 + (22,94) \times 8 + (28,63) \times 8 + (38,21) \times 8 + (34,41) \times 8 \\ &= 42668,43 \end{aligned}$$

ب- نحسب درجات الحرية داخل المجموعات

$$= \text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات}$$

$$= 48 - 6$$

$$= 42$$

$$\text{ج- نحسب التباين داخل المجموعات} = \frac{42668,43}{42}$$

$$= 1015,92$$

بين المجموعات

١ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$\begin{aligned} &= \text{ن} \times [\text{س} - \text{س}] + \text{ن} \times [\text{س} - \text{س}] + \text{ن} \times [\text{س} - \text{س}] + \dots \\ &+ \text{ن} \times [\text{س} - \text{س}] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \sqrt{[69,60 - 55,13]} \times 8 + \sqrt{[69,60 - 34,63]} \times 8 = \\
 & \sqrt{[69,60 - 94,00]} \times 8 + \sqrt{[69,60 - 49,38]} \times 8 + \\
 & \sqrt{[69,60 - 112,63]} \times 8 + \sqrt{[69,60 - 72,13]} \times 8 + \\
 & 14778,24 + 49,20 + 4743,38 + 3286,98 + 6186,64 + 9811,20 = \\
 & 34350,64 =
 \end{aligned}$$

٢ - نحسب درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - ١

$$\begin{aligned}
 1 - 6 &= \\
 5 &=
 \end{aligned}$$

٣ - نحسب التباين بين المجموعات = $\frac{34350,64}{5}$

$$6870,13 =$$

٤ - نحسب مجموع المربعات بين طرق التدريس

$$\begin{aligned}
 & \frac{\sqrt{[مج س_1 + مج س_2]}}{ن_1 + ن_2} + \frac{\sqrt{[مج س_3 + مج س_4]}}{ن_3 + ن_4} = \\
 & \frac{\sqrt{[مج س_5]}}{ن} + \frac{\sqrt{[مج س_6 + مج س_7]}}{ن_5 + ن_6} = \\
 & \frac{\sqrt{(3343)}}{48} + \frac{\sqrt{[901 + 577]}}{8 + 8} + \frac{\sqrt{[752 + 395]}}{8 + 8} + \frac{\sqrt{[441 + 227]}}{8 + 8} = \\
 & 232826,02 + 136530,25 + 82225,56 + 32220,25 = \\
 & 453802,08 =
 \end{aligned}$$

٥ - نحسب درجات الحرية بين الطرق = عدد الطرق - ١

$$\begin{aligned}
 1 - 3 &= \\
 2 &=
 \end{aligned}$$

$$٦ - \text{نحسب التباين بين الطرق} = \frac{١٨١٥٠,٠٤}{٢}$$

$$= ٩٠٧٥,٠٢$$

٧ - نحسب مجموع المربعات بين الجنسين

$$= \frac{[مج س_١ + مج س_٢ + مج س_٣]^2}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣} + \frac{[مج س_٤ + مج س_٥ + مج س_٦]^2}{ن_٤ + ن_٥ + ن_٦}$$

$$- \frac{[مج س]^2}{ن}$$

$$= \frac{[٣٣٤٣]^2}{٤٨} - \frac{[٩٠١ + ٧٥٢ + ٤٤١]^2}{٨ + ٨ + ٨} + \frac{[٥٧٧ + ٣٩٥ + ٢٧٧]^2}{٨ + ٨ + ٨}$$

$$= ٢٣٢٨٢٦,٠٢ + ١٨٢٧٠١,٥٠ + ٦٥٠٠٠,٠٤$$

$$= ١٤٨٧٥,٥٢$$

٨ - نحسب درجات الحرية بين الجنسين = ٢ - ١

$$= ١$$

$$٩ - \text{نحسب التباين بين الجنسين} = \frac{١٤٨٧٥,٥٢}{١} = ١٤٨٧٥,٥٢$$

١٠ - نحسب مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) - [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

$$= [١٤٨٧٥,٥٢ + ١٨١٥٠,٠٤] - ٣٤٣٥٥,٦٤$$

$$= ١٣٣٠,٠٨$$

١١ - نحسب درجات حرية التفاعل = الخطوة (٥) - الخطوة (٨)

$$= ٢ \times ١$$

$$= ٢$$

$$١٢ - \text{نحسب تباين التفاعل} = \frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١١)}}$$

$$= \frac{١٣٣٠,٠٨}{٢}$$

$$= ٦٦٥,٠٤$$

نحسب النسبة الفائية «ف» ثلاث مرات :

بخصوص العامل المستقل الأول (الطرق)

$$ف_١ = \frac{\text{التباين بين الطرق}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٩٠٧٥,٨٢}{١٠١٥,٩٢}$$

$$ف_١ = ٨,٩٣$$

وعلينا مقارنتها بجدول «ف» بدرجات حرية ٢ ، ٤٢

نلاحظ أن القيم الجدولية هي : ٣,٢٣ عن مستوى ٠,٥

٥,١٨ عند مستوى ٠,١

وبالتالي فإن $ف_١$ المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى ٠,١

كذلك بخصوص العامل المستقل الثاني (الجنس)

$$ف_٢ = \frac{\text{التباين بين الجنسين}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{١٤٨٧٥,٥٢}{١٠١٥,٩٢}$$

$$ف_٢ = ١٤,٦٤$$

وبمقارنتها بجدول ف عند درجات حرية ١ ، ٤٢

نلاحظ أن القيم الجدولية هي :

٤,٠٨ عن مستوى

٧,٣١ عند مستوى ٠,١

وبالتالى فإن F_0 المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى ٠,١

كذلك بخصوص التفاعل بين طرق التدريس والجنس $B \times A$

$$F_0 = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$F_0 = \frac{٦٦٥,٠٤}{١٠١٥,٩٢}$$

$$F_0 = ٠,٦٥$$

وعليها مقارنتها بجدول F عند درجات حرية ٢، ٤٢

ويتضح أنها أقل من القيمة الجدولية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥

وبالتالى فإن F_0 غير دالة إحصائيا

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول التالى

مستوى الدلالة	F_0	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
٠,١	٨,٩٣	٩٠٧٥,٠٢	٢	١٨١٥٠,٠٤	بين الطرق (A)
٠,١	١٤,٦٤	١٤٨٧٥,٥٢	١	١٤٨٧٥,٥٢	بين الجنسين (B)
غير دال	٠,٠٠,٦٥	٦٦٥,٠٤	٢	١٣٣٠,٠٨	التفاعل (A \ B)
		١٠١٥,٩٢	٤٢	٤٢٦٦٨,٤٣	داخل المجموعات (الخطأ)
			٤٧	٧٧٠٢٤,٠٧	الكسلى

ويلاحظ من الجدول السابق أن هناك فروقا ذات دلالة إحصائية فى تحصيل

الطلاب باختلاف طرق التدريس حيث جاءت قيمة $F_0 = ٨,٩٣$ وهى دالة عند مستوى

٠١ , كذلك فإن هناك فروقاً بين الجنسين في التحصيل حيث كانت قيمة $F = 14,64$ وهي دالة إحصائية عند مستوى ٠١ , أيضاً .

أما بخصوص التفاعل فيلاحظ أن قيمة «ف» الخاصة بالتفاعل لم تصل إلى حد القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى ٠٥ , على الأقل ، وبالتالي فليس لتفاعل طرق التدريس والجنس أى تأثير على تحصيل الطلاب ، بمعنى أن تحصيل الذكور لا يختلف عن تحصيل الإناث تبعاً لطريقة التدريس المستخدمة .

وبطبيعة الحال فإنه من الممكن الكشف عن أهم الطرق أو أقوى الطرق في تحصيل الطلاب لأننا توصلنا إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في تحصيل الطلاب باختلاف طريقة التدريس المتبعة ، ويمكن الكشف عن أكثر الطرق فعالية باستخدام أحد أساليب المقارنات البعدية التي سبق عرضها ، مثل اختبار توكي .

ولمعرفة في اتجاه (لصالح) أى من الجنسين تعود الفروق ، فإنه بالنظر فقط إلى قيمة متوسطات التحصيل لدى كل من الذكور والإناث نلاحظ عدم ترجيح كفة أحد الجنسين ويكون من الهام جداً عرض جدول يوضح قيم متوسطات التحصيل لدى الطلاب باختلاف طريقة التدريس والجنس وهو كما يلي :

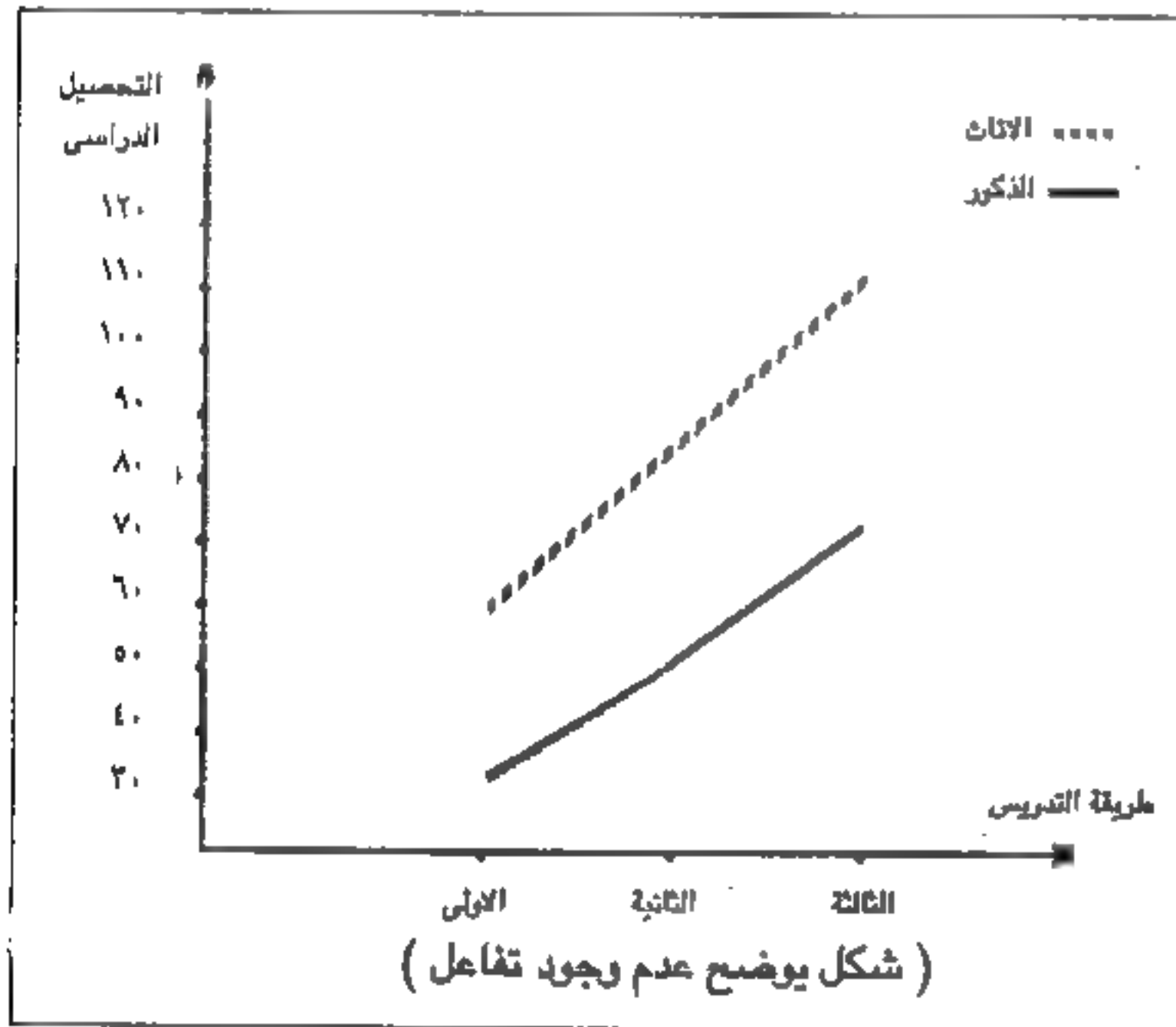
التدريس الجنس	الطريقة الأولى	الطريقة الثانية	الطريقة الثالثة	الكلى
ذكور	$\bar{S}_1 = 24,62$	$\bar{S}_2 = 49,28$	$\bar{S}_3 = 72,13$	$\bar{S} = 48,01$ $= 52,05$
إناث	$\bar{S}_1 = 55,13$	$\bar{S}_2 = 94,00$	$\bar{S}_3 = 112,63$	$\bar{S} = 86,25$ $= 87,25$
الكلى	$\bar{S} = 2,01$	$\bar{S} = 4,3$	$\bar{S} = 6,5$	$\bar{S} = 44,88$ $= 92,38$

ويلاحظ من الجدول السابق أن الطريقة الثالثة كان لها متوسط تحصيل طلابي ٩٢,٣٨ لدى الذكور والإناث ككل ، وهي قيمة أعلى مما أتت به الطريقة الأولى من متوسط تحصيل طلابي قدره ٤٤,٨٨ لدى الذكور والإناث معاً ، ويجب مناقشة تحصيل الطلاب بعد استخدام واحدة من طرق المقارنات البعدية كما سبقت الإشارة .

أما بخصوص الجنسين فيلاحظ مباشرة من قيم المتوسطات أن الإناث كان لهن متوسط تحصيل أعلى من الذكور ، ولا نستخدم هنا أى اختبار للمقارنات نظراً لأننا أمام مجموعتين هما مجموعة الذكور ومجموعة الإناث ويمكن حسم الأمر في ضوء قيم متوسطاتهما فقط طالما أننا حصلنا على قيمة F ، دالة بخصوص الجنسين .

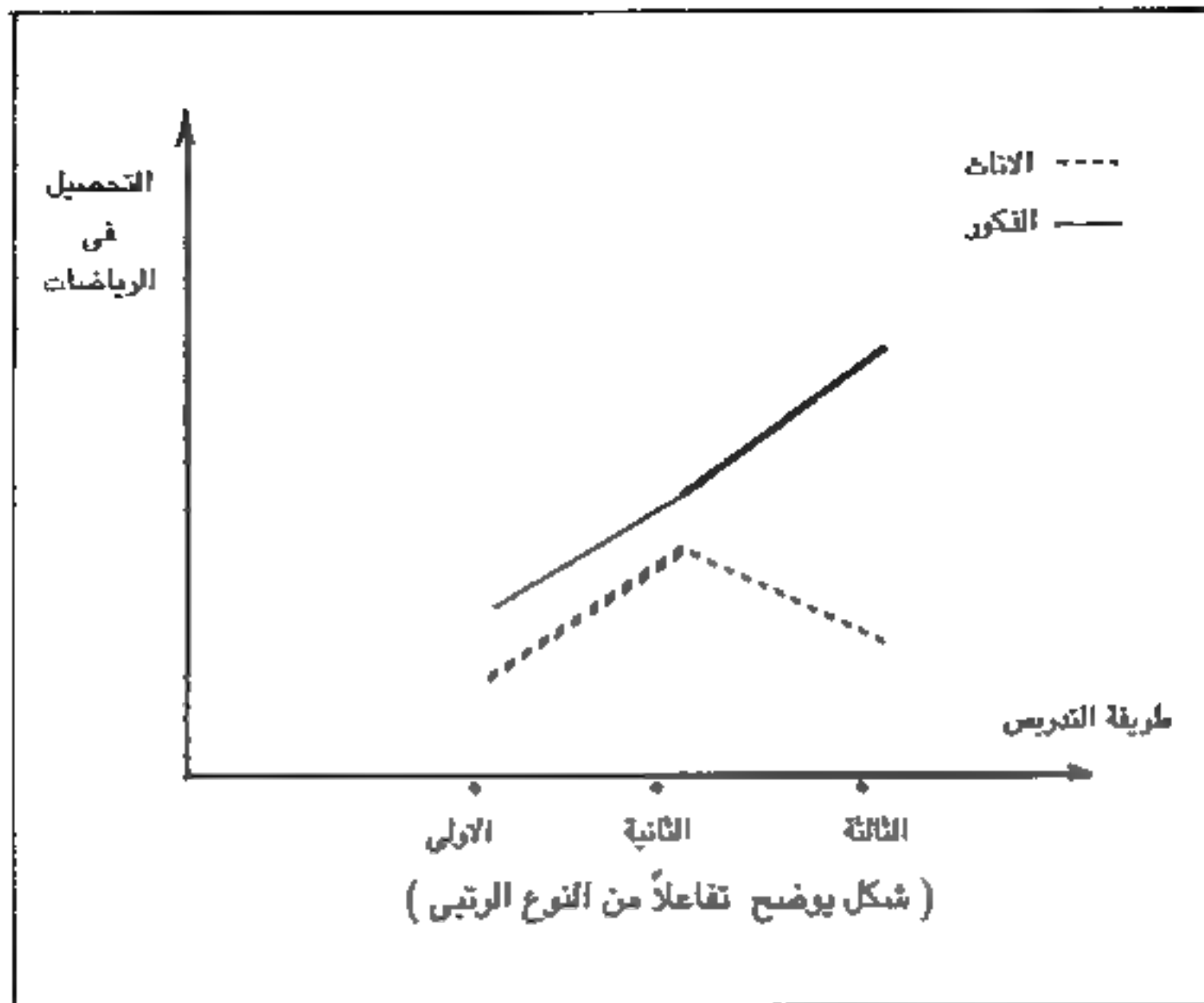
التفاعل بين المتغيرات :

ولتوضيح التفاعل دعنا نرسم البيانات التي حصلنا عليها في جدول المتوسطات السابق عرضة . على اعتبار أن القيم المدرجة فيه هي متوسطات المجموعات المختلفة في التحصيل الدراسى .



ويلاحظ من الشكل السابق أن أداء الإناث كان أفضل باستمرار من أداء الذكور باستخدام طرق التدريس الثلاث ، وهذا يظهر من خلال كون الخطوط متوازية بصورة تقريبية .

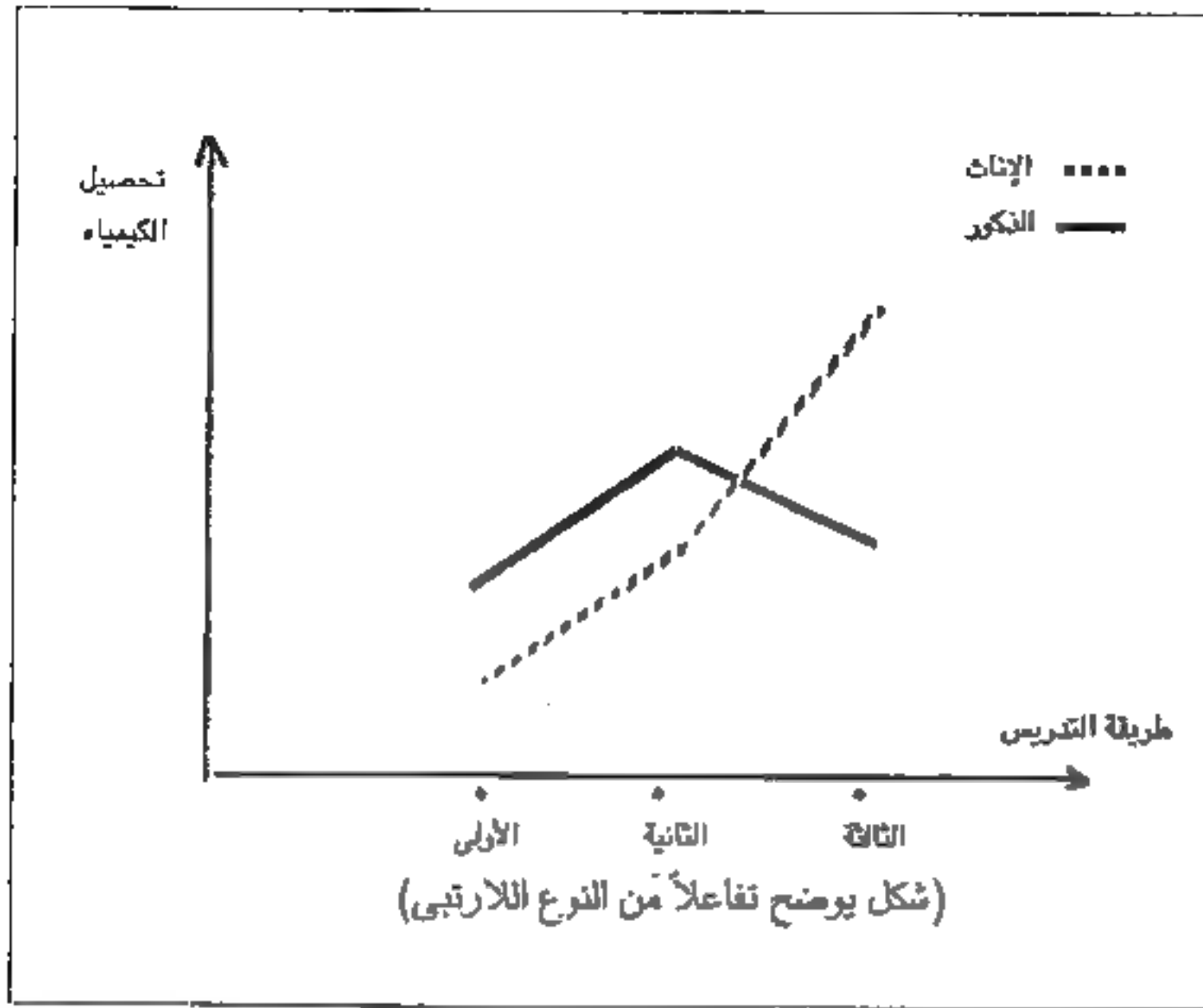
والشكل القادم هو صورة افتراضية لأداء الذكور والإناث في اختبار في الرياضيات بعد أن درسوا بطرق ثلاث مختلفة.



إن الشكل السابق يدل على ظهور تفاعل بين المتغير المستقل الأول (طريقة التدريس) والمتغير المستقل الثاني (الجنس) له أثر على التحصيل في الرياضيات . ويظهر التفاعل ليس من كون متوسط أداء الذكور أفضل من متوسط أداء الإناث بل من كون طريقة التدريس الثالثة أكثر فعالية مع الذكور منها مع الإناث بالطريقتين الأولى والثانية التي يظهر فيها أنه ليس من بين هاتين الطريقتين واحدة أكثر فعالية من الأخرى على أحد الجنسين ، ويبدو ذلك من التوازي التقريبي للخطوط مع بداية الرسم من الجهة اليسرى .

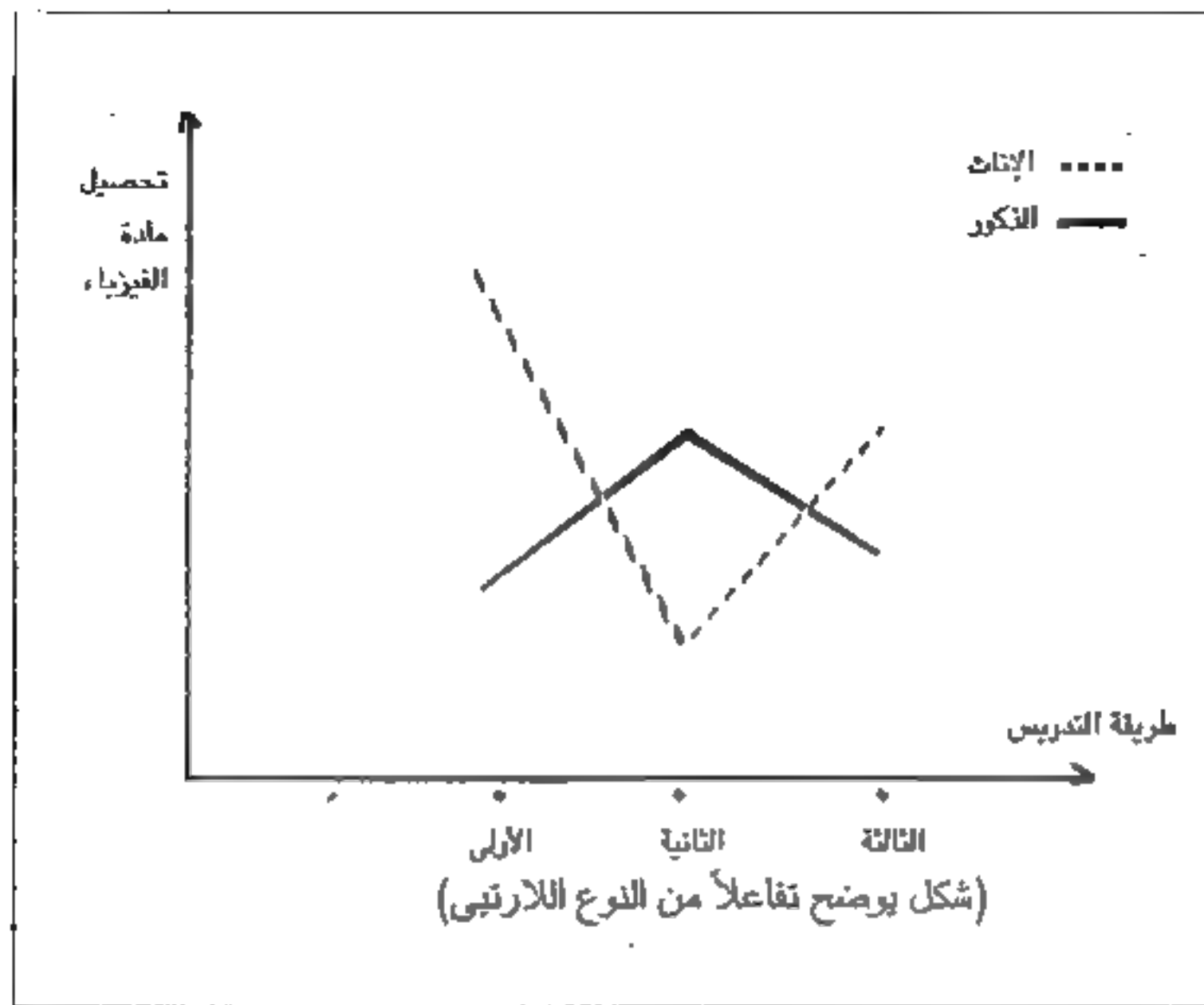
وإذا جاء الرسم معلنا أن متوسطات التحصيل باختلاف طرق التدريس مرتبة بثبات مثلما رأينا في الشكل السابق أن الذكور كانوا دوماً أفضل من الإناث عند استخدام جميع طرق التدريس مع وجود طريقة أو أكثر ترفع التحصيل لدى الذكور وتخفيض التحصيل لدى الإناث أو لا تؤثر على التحصيل لدى الإناث فإننا نقول : إن لدينا تفاعلاً من النوع الرتبى أو رتبياً Ordinal Interaction ونسمى التفاعل لا رتبياً Disordinal Interaction إذا لم يحافظ الرسم على التصور السابق .

والشكل التالي يوضح تفاعل من النوع اللارتيبي .

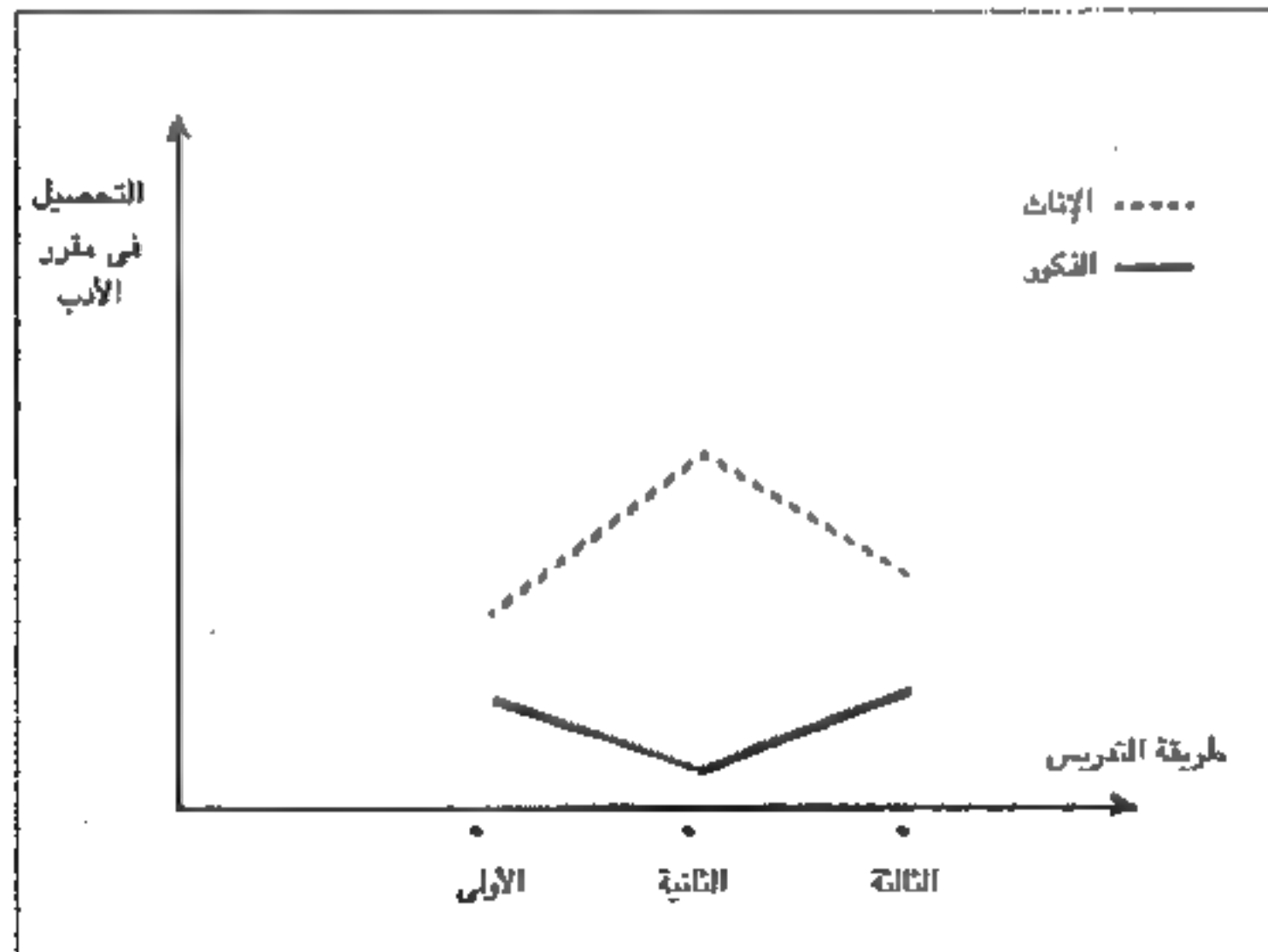


وفي الشكل الذي يوضح تفاعلاً لارتيبي نجد أن الذكور كانوا أفضل من الإناث عند استخدام طريقة التدريس الأولى وعند استخدام طريقة التدريس الثانية ثم انقلب الأمر عند استخدام طريقة التدريس الثالثة ، فلقد رفعت هذه الطريقة متوسط تحصيل الإناث في مادة الكيمياء بينما خففت متوسط تحصيل الذكور .

أما إذا اتضح أن تحصيل الإناث في الفيزياء كان أعلى من تحصيل الذكور في نفس المقرر عند استخدام الطريقتين الأولى والثالثة ، بينما جاء متوسط تحصيل الذكور أعلى من متوسط تحصيل الإناث عند استخدام طريقة التدريس الثانية ، فإننا نحصل على تفاعل لارتيبي يوضحه الشكل التالي :

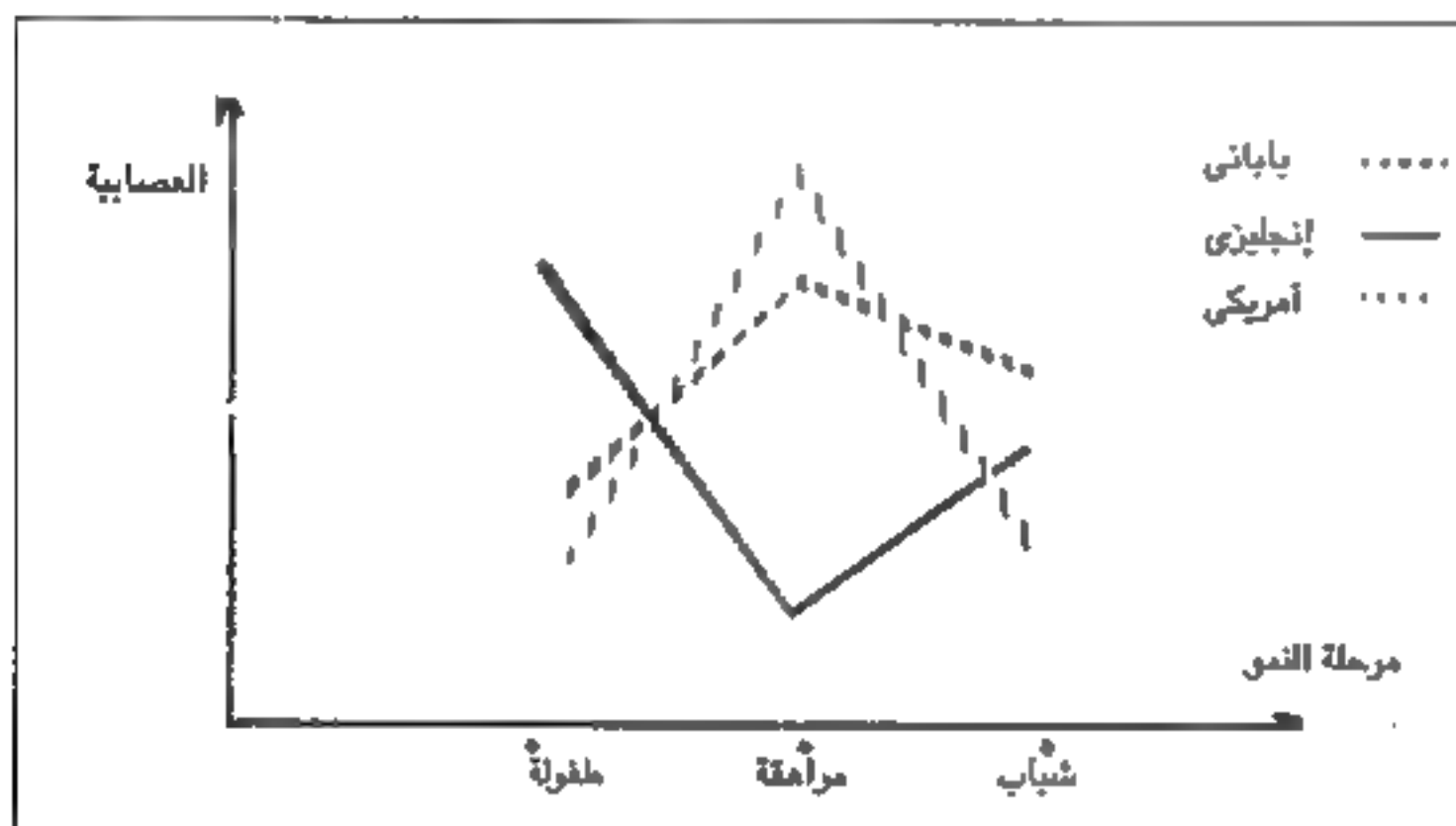


أما إذا جاء تحصيل الطالبات في مقرر الأدب أعلى باستمرار باستخدام ثلاث طرق مختلفة للتدريس وذلك عند مقارنتهم بالذكور نعود ثانية إلى شكل يوضح تفاعلاً من النوع الرتبى إذا وجدت طريقة أو أكثر ترفع التحصيل لدى الإناث وتخفضه لدى الذكور أو لا تؤثر على التحصيل لدى الذكور كما يظهر في الشكل الآتي :

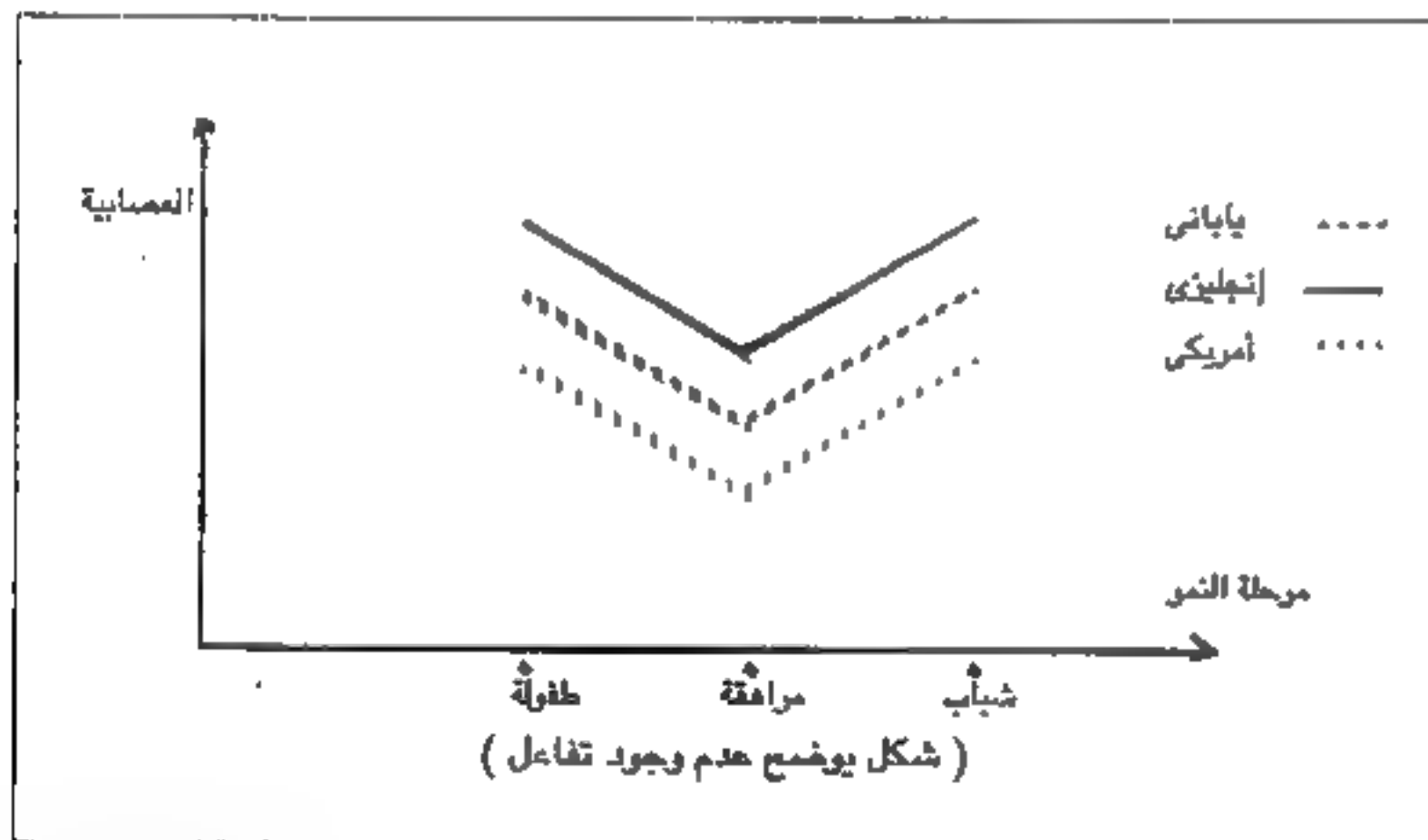


وعلى افتراض أن لدينا مجموعات من جنسيات ثلاث (أمريكى - إنجليزى - يابانى) وفى كل جنسية لدينا أطفال ومراهقون وشباب .
يصبح لدينا الآن عامل مستقل أول (الجنسية) وعامل مستقل ثان (مرحلة النمو) وحصلت على درجات هذه المجموعات فى سمة العصابية . حيث نكون أمام تصميم على النمط 3×3 .

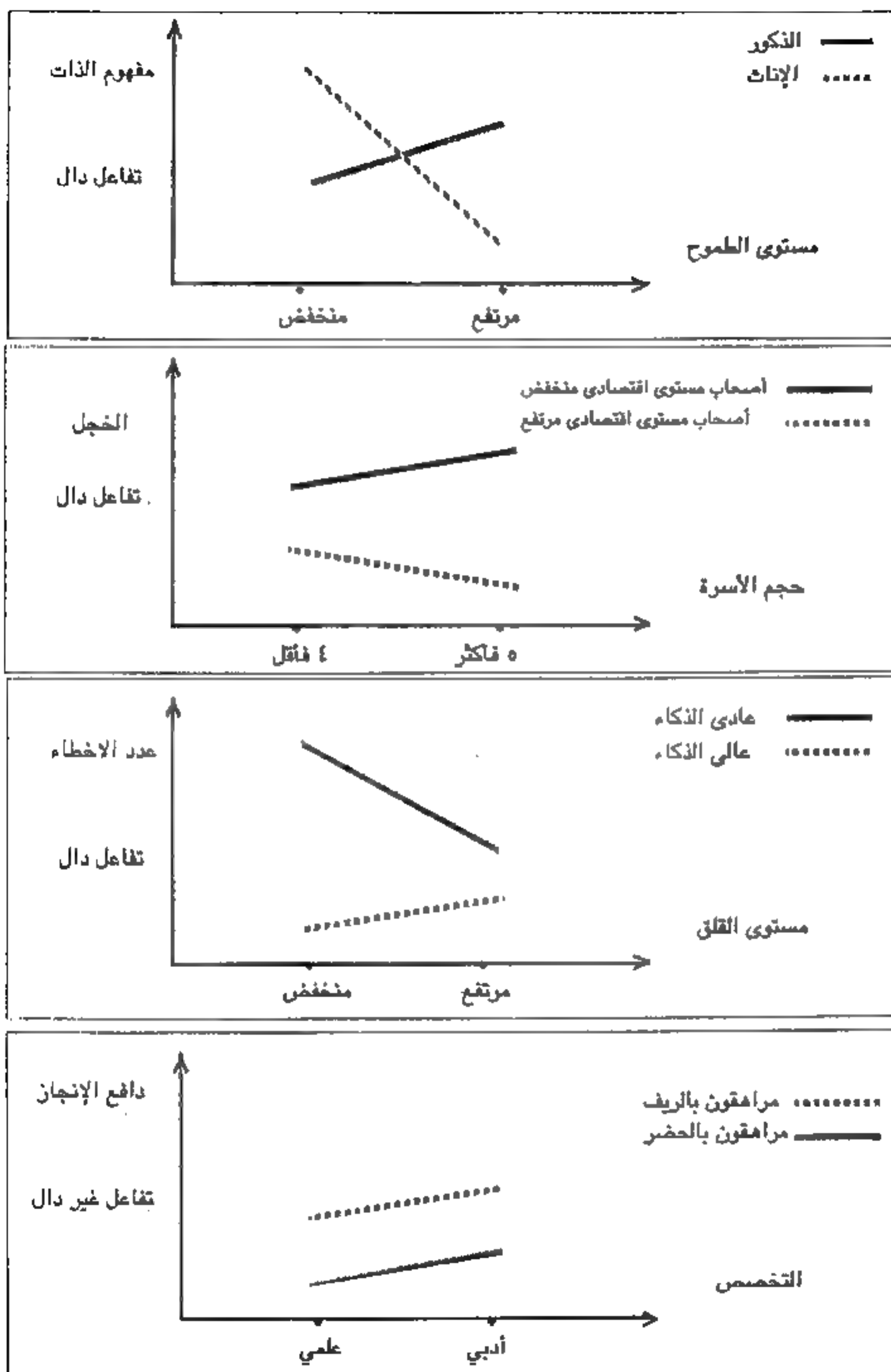
ويمكن أن يظهر شكل التفاعل كما يلى مثلا :



ويمكن عدم ظهور تفاعل ويأتى الشكل كما يلى حينما تكون الخطوط متوازية بصورة تقريبية .



وعلى نفس المنوال إذا كان لدينا متغيران مستقلان ينقسم كل منهما انقساماً ثنائياً فإن التفاعل بين المتغيرين يكشف عنه أيضا من الرسم وفيما يلى بعض هذا الرسم .



وفي الرسم الخاص بمستوى الطموح نلاحظ أن مفهوم الذات يرتفع لدى الذكور من أصحاب مستوى الطموح العالي مقارنة بالذكور من أصحاب مستوى الطموح المنخفض بينما يظهر العكس لدى الإناث ، فنجد ارتفاع مفهوم الذات لدى الإناث من أصحاب مستوى الطموح المنخفض مقارنة بالإناث من أصحاب مستوى الطموح العالي ، وفي الشكل الخاص بحجم الأسرة نجد التفاوت أعلى بين متوسطي الخجل لدى أطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادي المنخفض وأطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادي المرتفع مقارنة بالتفاوت بين متوسطي الخجل لدى الأطفال في الأسر صغيرة الحجم من المستوى الاقتصادي المنخفض وأطفال الأسر كبيرة الحجم من المستوى الاقتصادي المرتفع ، أما الشكل الخاص بالتخصص فيلاحظ توازي الخططين المرسومين مما يشير إلى عدم وجود تفاعل ، ولذلك نتوقع أن قيمة «ف» تصبح غير دالة .

وبصورة عامة فإن التفاعل يفسر في ضوء ما نخطئه من رسوم بيانية للمتوسطات الخاصة بالمجموعات ، وذلك في المتغير التابع ، ولا يوجد تفسير نموذجي لكافة أنواع التفاعل . وينصح برسم الأشكال التي توضح وجود التفاعل أو عدم وجوده . ومن الهام أن نوجه الانتباه إلى أنه حينما يكتشف الباحث وجود تفاعل دال إحصائيا عليه عدم مناقشة التأثير الرئيسي لكل متغير مستقل على حدة أو بطريقة منفصلة ، لأن المناقشة يصبح لا معنى لها لكون التفاعل الدال إحصائيا يدل على أن التأثير الرئيسي لأحد المتغيرين المستقلين يعتمد على مستويات أو تصنيفات المتغير الآخر المستقل وحينئذ يصبح الأهم والأعمق في مناقشة النتائج تناول التأثيرات الرئيسية في تفاعلها معاً ، وهذا ما يعطى الأهمية لاستخدام التصميم العامل في تحليل التباين .

طريقة أخرى لحساب تحليل التباين ثنائي الاتجاه :

نفرض أن لدينا ثلاث طرق لتنمية القدرة الموسيقية قدمت لمجموعتين الأولى من مرتفعي الذكاء والثانية من عاديي الذكاء . ونرى هنا أن فئات أو تقسيمات المتغير المستقل الأول ثلاثة وفئات أو مستويات المتغير المستقل الثاني اثنان كما يلاحظ من الجدول القادم .

وعلينا أن نسير تبعا للخطوات التالية :

$$١ - \text{ نحسب حجم جميع العينات } N = N_1 + N_2 + N_3 + N_4 + \dots$$

٢ - نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة ، وكذا نحسب مجموع الدرجات لجميع المجموعات مج س .

٣ - نحسب مجموع المربعات الكلي

$$= \left[\text{مج س}_1^2 + \text{مج س}_2^2 + \text{مج س}_3^2 + \dots \right] - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

٤ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{(\text{مج س}_1)^2}{\text{ن}_1} + \frac{(\text{مج س}_2)^2}{\text{ن}_2} + \frac{(\text{مج س}_3)^2}{\text{ن}_3} + \dots - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

٥ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) - الخطوة (٤)

٦ - نحسب مجموع المربعات بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الأول (طرق التنمية للقدره الموسيقية) .

$$= \frac{[\text{مج س}_1 + \text{مج س}_2]^2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2} + \frac{[\text{مج س}_3 + \text{مج س}_4]^2}{\text{ن}_3 + \text{ن}_4} + \dots - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

٧ - نحسب مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى (مرتفع الذكاء ، عادى الذكاء) .

$$= \frac{[\text{مج س}_1 + \text{مج س}_2 + \text{مج س}_3]^2}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + \text{ن}_3} + \frac{[\text{مج س}_4 + \text{مج س}_5 + \text{مج س}_6]^2}{\text{ن}_4 + \text{ن}_5 + \text{ن}_6} - \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

٨ - نحسب مجموع مربعات تفاعل المتغيرين الأولى والثانى

$$= \text{الخطوة (٤)} - [\text{الخطوة (٦)} + \text{الخطوة (٧)}]$$

الطريقة الثالثة		الطريقة الثانية		الطريقة الأولى		
عادي الزكاء	مرتفع الزكاء	عادي الزكاء	مرتفع الزكاء	عادي الزكاء	مرتفع الزكاء	
٦	٩	٠	٨	٠	٨	حجم المجموعة مجموع الدرجات مجموع مربعات الدرجات
٤	٨	٠	٧	٦	٥	
٠	٦	٠	٠	٠	٩	
٩	٠		٠	٠	٧	
٠	٠				٠	
٠	٠	١٥	٠	١٢	٠	
٥		١٠	١١	٠	١٢	
ن _٢	ن _٥	ن _٤	ن _٧	ن _٦	ن _٨	
مجموع _٢	مجموع _٥	مجموع _٤	مجموع _٧	مجموع _٦	مجموع _٨	
مجموع _٢	مجموع _٥	مجموع _٤	مجموع _٧	مجموع _٦	مجموع _٨	

- ٩ - درجات الحرية داخل المجموعات =
 = ن جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات
 ١٠ - درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الأول
 = عدد مستويات المتغير المستقل الأول - ١ .
 ١١ - درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الثاني
 = عدد مستويات المتغير المستقل الثاني - ١ .
 ١٢ - درجات حرية تفاعل المتغيرين المستقلين = الخطوة (١٠) × الخطوة (١١) .
 ١٣ - درجات الحرية الكلى = الخطوة (٩) + الخطوة (١٠) + الخطوة (١١) +
 الخطوة (٢) .

١٤ - نحسب التباين بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$

١٥ - نحسب التباين بين فئات أو مستويات المتغير المستقل الثاني = $\frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

١٦ - نحسب التباين الخاص بالتفاعل = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (١٢)}}$

١٧ - نحسب التباين داخل المجموعات = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

١٨ - احسب النسبة الفائية ف، ف، ثلاث مرات :

$$F_1 = \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات المتغير المستقل الأول

بدرجات حرية الخطوة (١٠) والخطوة (٩)

$$F_2 = \frac{\text{الخطوة (١٥)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة الفروق بين مستويات المتغير المستقل الثانى
بدرجات حرية الخطوة (١١) والخطوة (٩)

$$F_3 = \frac{\text{الخطوة (١٦)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$$

للتعرف على دلالة التفاعل بدرجات حرية الخطوة (١٢)
والخطوة (٩).

وينبغى كما سبق أن نحدد الدلالة الإحصائية لقيمة « ف » بمقارنتها بجدول دلالة
« ف » المرفق بالملاحق .

مثال : بهدف التحقق من أن الطلاقة اللفظية لدى تلاميذ الصف الخامس الابتدائى
تختلف باختلاف المستوى الحضارى وباختلاف المستوى الاقتصادى والتفاعل
بينهما . جاء باحث بالبيانات التالية :

١٢	١٢	١١	٩	٧	مستوى اقتصادى متوسط	تلاميذ المدينة
١٦	١٥	١٣	١٢	١١	مستوى اقتصادى منخفض	
١٧	١٥	١٥	١٣	١١	مستوى اقتصادى متوسط	تلاميذ الريف
١٢	١١	١٠	٨	٨	مستوى اقتصادى منخفض	
١٨	١٦	١٥	١٣	١٢	مستوى اقتصادى متوسط	تلاميذ البدو
١٢	١١	١١	١٠	٩	مستوى اقتصادى منخفض	

الحل : علينا السير فى الخطوات التالية :

١ - نحسب حجم كل عينة وكذا حجم جميع العينات $n = n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_k$

$$n = 30$$

٢ - نحسب مجموع الدرجات لكل مجموعة وكذا نجمع الدرجات لجميع المجموعات

مج س وفى الجدول القادم هذه المجاميع ويكون

$$\text{مج س} = 51 + 67 + \dots + 53$$

$$\text{مج س} = 365$$

مجموع الأصناف

مجموع الدرجات

مجموع مبيعات الدرجات

٣ - نحسب مجموع المربعات الكلية

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum (\text{مج س})^2}{N} - \left[\text{مج س}_1^2 + \dots + \text{مج س}_r^2 + \text{مج س}_{r+1}^2 \right] \\ &= \frac{(265)^2}{30} - [567 + \dots + 915 + 539] = \\ &= 4440,83 - 4661,0 = \\ &= 220,17 = \end{aligned}$$

٤ - نحسب مجموع المربعات بين المجموعات

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum (\text{مج س})^2}{N} - \frac{\sum (\text{مج س}_1)^2}{N_1} + \dots + \frac{\sum (\text{مج س}_r)^2}{N_r} + \frac{\sum (\text{مج س}_{r+1})^2}{N_{r+1}} \\ &= \frac{(265)^2}{30} - \frac{(53)^2}{5} + \dots + \frac{(67)^2}{5} + \frac{(51)^2}{5} = \\ &= 4440,83 - 563,40 = \\ &= 122,07 = \end{aligned}$$

٥ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات = الخطوة (٣) - الخطوة (٤)

$$\begin{aligned} &= 122,07 - 220,17 = \\ &= 97,60 = \end{aligned}$$

٦ - نحسب مجموع المربعات بين المستويات الحضارية

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum [\text{مج س}_1 + \text{مج س}_2]^2}{N_1 + N_2} + \frac{\sum [\text{مج س}_3 + \text{مج س}_4]^2}{N_3 + N_4} + \dots + \frac{\sum (\text{مج س})^2}{N} + \frac{\sum [\text{مج س}_5 + \text{مج س}_6]^2}{N_5 + N_6} + \dots \\ &= \frac{\sum (\text{مج س})^2}{N} + \frac{\sum [\text{مج س}_1 + \text{مج س}_2]^2}{N_1 + N_2} + \dots + \frac{\sum [\text{مج س}_5 + \text{مج س}_6]^2}{N_5 + N_6} + \dots \end{aligned}$$

$$\frac{^2(360)}{30} - \frac{^2[53+74]}{5+5} + \frac{^2[49+71]}{5+5} + \frac{^2[67+51]}{5+5} =$$

$$\frac{^2(360)}{30} - \frac{^2[127]}{10} + \frac{^2[120]}{10} + \frac{^2[118]}{10} =$$

$$4440,83 - 4440,30 =$$

$$4,47 =$$

٧ - نحسب مجموع المربعات بين المستويات الاقتصادية

$$\frac{^2[\text{مج س}_1 + \text{مج س}_2 + \text{مج س}_3]}{ن_1 + ن_2 + ن_3} + \frac{^2[\text{مج س}_4 + \text{مج س}_5 + \text{مج س}_6]}{ن_4 + ن_5 + ن_6} =$$

$$\frac{^2(\text{مج س})}{ن}$$

$$\frac{^2(360)}{30} - \frac{^2[53+49+67]}{15} + \frac{^2[74+71+51]}{15} =$$

$$4440,83 - 4460,13 =$$

$$24,30 =$$

٨ - نحسب مجموع مربعات تفاعل المتغيرين (المستوى الحضارى والمستوى

الاقتصادى)

$$= \text{الخطوة (٤)} - [\text{الخطوة (٦)} + \text{الخطوة (٧)}]$$

$$= 112,57 - [24,30 + 4,47]$$

$$= 83,8$$

٩ - درجات الحرية داخل المجموعات = ن - عدد المجموعات

$$= 30 - 6$$

$$= 24$$

$$١٠ - \text{درجات الحرية بين المستويات الحضارية} = ٣ - ١$$

$$= ٢$$

$$١١ - \text{درجات الحرية بين المستويات الاقتصادية} = ٢ - ١$$

$$= ١$$

$$١٢ - \text{درجات حرية التفاعل} = \text{الخطوة (١٠)} \times \text{الخطوة (١١)}$$

$$= ٢ \times ١$$

$$= ٢$$

$$١٣ - \text{درجات حرية مجموع المربعات الكلى}$$

$$= \text{الخطوة (٩)} + \text{الخطوة (١٠)} + \text{الخطوة (١١)} + \text{الخطوة (١٢)}$$

$$= ٢٤ + ٢ + ١ + ٢$$

$$= ٢٩$$

$$١٤ - \text{التباين بين المستويات الحضارية} = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$$

$$= \frac{٤,٤٧}{٢}$$

$$= ٢,١٤$$

$$١٥ - \text{التباين بين المستويات الاقتصادية} = \frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١١)}}$$

$$= \frac{٢٤,٣٠}{١}$$

$$= ٢٤,٣٠$$

$$= \frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (١٢)}}$$

$$١٦ - \text{تباين التفاعل}$$

$$\frac{93,8}{2} =$$

$$46,90 =$$

$$17 - \frac{\text{الخطوة (5)}}{\text{الخطوة (9)}} = \text{التباين داخل المجموعات}$$

$$\frac{97,60}{24} =$$

$$4,07 =$$

١٨ - نحسب النسبة الفائية ثلاث مرات :

$$F_1 = \frac{2,24}{4,07} = 0,55$$

$$F_2 = \frac{24,30}{4,07} = 5,97$$

$$F_3 = \frac{46,90}{4,07} = 11,52$$

ونلخص النتائج في الجدول التالي :

مستوى الدلالة	قيمة «ف»	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
غير دال	0,55	2,24	2	4,47	بين المستويات الحضرية
0,05	5,97	24,30	1	24,30	بين المستويات الاقتصادية
0,01	11,52	46,90	2	93,80	التفاعل
		4,07	24	97,60	داخل المجموعات (الخطأ)
			29	220,17	الكلي

وبالتالى فإن الطلاقة اللفظية بين التلاميذ تختلف باختلاف مستوياتهم

الاقتصادية، وبالتفاعل بين المستوى الحضارى والاقتصادى .

ملاحظة : فى بعض الأحيان تكون عملية التحكم بتساوى أعداد الأفراد فى مجموعات خلايا تحليل التباين عملية صعبة ، ربما لغياب بعض أفراد العينة أو إعطائهم معلومات وبيانات أقل من المطلوبة أى ناقصة ، وبالتالي تصبح أحجوم الخلايا غير متساوية .

ولإجراء تحليل التباين فى حالة الأحجوم غير المتساوية للخلايا يجب أن يتم ذلك فى ضوء نوعين رئيسيين لتحليل التباين ثنائى الاتجاه هما :

تحليل التباين ثنائى الاتجاه بأحجوم خلايا متناسبة ، وتحليل التباين ثنائى الاتجاه بأحجوم خلايا غير متناسبة .

أولاً : تحليل التباين الثنائى عندما تكون أحجوم الخلايا الخاصة بالمجموعات متناسبة وغير متساوية

Unequal and Proportionate Numbers in the Subclasses

يقال لعدد الأفراد فى خلايا مجموعات تحليل التباين : إنها متناسبة إذا كانت نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الأول هى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الأول الباقية .

وكذا نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الثانى هى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الثانى الباقية .

ويوضح ذلك بيانات أعداد الأفراد الموضحة بالجدول التالى على سبيل المثال :

أطفال			مراهقون			شباب		
ريفي	مدنى	بدوى	ريفي	مدنى	بدوى	ريفي	مدنى	بدوى
$N_1 = 3$	$N_2 = 12$	$N_3 = 6$	$N_4 = 7$	$N_5 = 28$	$N_6 = 14$	$N_7 = 8$	$N_8 = 32$	$N_9 = 16$

يلاحظ أن :

نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الأول (أطفال) (٣ : ١٢ : ٦) وهى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الأول الباقية ،

ففى المراهقين كانت (٧ : ٢٨ : ١٤) وفى الشباب كانت (٨ : ٣٢ : ١٦) وكل منها كنسبة (١ : ٤ : ٢) .

كذلك فإن نسب الأعداد فى الخلايا المكونة لأحد تقسيمات العامل المستقل الثانى ريفيون (٣ : ٧ : ٨) وهى نفسها لجميع تقسيمات العامل المستقل الثانى الباقية ففى المدنيين كانت (١٢ : ٢٨ : ٣٢) وفى البدويين كانت (٦ : ١٤ : ١٦) .
وكل منها كنسبة (٣ : ٧ : ٨)

فإذا تحقق الباحث من أن أحجوم الخلايا متناسبة ، فإن بإمكانه إجراء حسابات تحليل التباين المزدوج (ثنائى الاتجاه) بالطريقة نفسها التى أتبعها فيما سبق حينما كانت أحجوم الخلايا متساوية - مع مراعاة أحجوم هذه الخلايا .

مثال : فيما يلى درجات ست مجموعات من الأطفال ، بعد معايشة كل مجموعة لبرنامج فى حب الاستطلاع . وعلى اعتبار مراعاة الباحث لأن تكون مجموعات متكافئة قبل تعرض هذه المجموعات للبرامج الثلاثة المختلفة والمطلوب الإجابة عن التساؤلات الآتية :

- ١- هل يختلف متوسط حب الاستطلاع لدى الأطفال باختلاف نوع البرنامج ؟
- ٢- هل يختلف متوسط حب الاستطلاع لدى أطفال الريف عنه لدى أطفال المدينة ؟

- ٣- هل لتفاعل نوع البرنامج والمستوى الحضارى للطفل أثر على حبه للاستطلاع ؟

البرنامج الثالث		البرنامج الثاني		البرنامج الأول		حجم المجموعة
إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	
١٥ ١٤ ١٣ ١٢	٥ ٦	١٣ ١١ ١٢ ١٢ ١٠ ١٢	١٠ ١٢ ١٢	٥ ٦ ٧ ٥	١٤ ١٣	حجم المجموعة مجموع الدرجات المتوسطة
٤ = n_1 مجموع $n_1 = ٥٥$ متوسط $= ١٣,٧٥$ مجموع $n_1 = ٧٥٩$ ع $= ٨٢,٨٢$	٢ = n_2 مجموع $n_2 = ١١$ متوسط $= ٥,٥٠$ مجموع $n_2 = ٦١$ ع $= ٥٠,٥٠$	٦ = n_3 مجموع $n_3 = ٧١$ متوسط $= ١١,٨٢$ مجموع $n_3 = ٨٤٧$ ع $= ١,٠٧$	٢ = n_4 مجموع $n_4 = ٢٥$ متوسط $= ١١,٦٧$ مجموع $n_4 = ٤١٢$ ع $= ١,٢٥$	٤ = n_5 مجموع $n_5 = ٢٣$ متوسط $= ٥,٧٥$ مجموع $n_5 = ١٢٥$ ع $= ٨٢,٨٢$	٢ = n_6 مجموع $n_6 = ٢٧$ متوسط $= ١٣,٥$ مجموع $n_6 = ٣٦٥$ ع $= ٥٠,٥٠$	
						مجموع مربعات الدرجات الانحراف المعياري

$$\text{نحسب } \bar{S} = 27 + 23 + 35 + 71 + 11 + 55 = 222$$

$$\text{نحسب } \bar{S} = \frac{222}{21} = 10,57$$

وعلينا الان إجراء الحسابات الخاصة بالتباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات بأجزائه الثلاثة :
داخل المجموعات :

$$\text{أ - مجموع المربعات داخل المجموعات} = n_1 \times \bar{e}_1^2 + n_2 \times \bar{e}_2^2 + \dots + n_6 \times \bar{e}_6^2$$

$$= 18,07$$

$$\text{ب - درجات الحرية داخل المجموعات} = 21 - 6$$

$$= 15$$

$$\text{ج - التباين داخل المجموعات} = 1,20$$

بين المجموعات :

$$\text{١ - مجموع المربعات بين المجموعات}$$

$$= n_1 [\bar{S}_1 - \bar{S}]^2 + n_2 [\bar{S}_2 - \bar{S}]^2 + \dots + n_6 [\bar{S}_6 - \bar{S}]^2$$

$$= 17,17 + 92,93 + 3,63 + 9,53 + 51,41 + 40,45$$

$$= 215,12$$

$$\text{٢ - درجات الحرية بين المجموعات} = \text{عدد المجموعات} - 1$$

$$= 6 - 1$$

$$= 5$$

$$\text{٣ - التباين بين المجموعات} = \frac{215,12}{5}$$

$$= 43,02$$

٤ - مجموع المربعات بين البرامج

$$= \frac{[مج س_٤ + مج س_٣]^2}{ن_٤ + ن_٣} + \frac{[مج س_٢ + مج س_١]^2}{ن_٢ + ن_١} + \frac{[مج س]^2}{ن} - \frac{[مج س_٤ + مج س_٣]^2}{ن_٤ + ن_٣} + \frac{[مج س]^2}{ن}$$

$$= \frac{(٢٢٢)^2}{٢١} - ٧٢٦,٠٠ + ١٢٤٨,٤٤ + ٤١٦,٦٧ =$$

$$= ٢٣٩١,١١ - ٢٣٤٦,٨٦ =$$

$$= ٤٤,٢٥$$

٥ - نحسب درجات الحرية بين الطرق = عدد الطرق - ١

$$= ٣ - ١$$

$$= ٢$$

٦ - التباين بين البرامج

$$= ٢٢,١٣$$

٧ - مجموع المربعات بين المستويات الحضارية

$$= \frac{[مج س_١ + مج س_٢ + مج س_٣]^2}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣} + \frac{[مج س_٤ + مج س_٥]^2}{ن_٤ + ن_٥} - \frac{[مج س]^2}{ن}$$

$$= ٧٦١,٢٩ + ١٥٨٥,٧٩ + ٢٣٤٦,٨٦ =$$

$$= ٢٢,$$

٨ - درجات الحرية بين المستويات الحضارية = عدد المستويات الحضارية - ١

$$= ٢ - ١$$

$$= ١$$

$$9 - \text{التباين بين المستويات الحضارية} = \frac{,22}{1}$$

$$,22 =$$

$$10 - \text{مجموع مربعات التفاعل} = \text{الخطوة (1)} - [\text{الخطوة (4)} + \text{الخطوة (7)}]$$

$$= 215,12 - [,22 + 44,25]$$

$$= 170,65$$

$$11 - \text{درجات حرية التفاعل} = \text{درجات حرية بين البرامج} \times \text{درجات حرية}$$

$$\text{بين المستويات الحضارية}$$

$$= 1 \times 2$$

$$= 2$$

$$12 - \text{تباين التفاعل} = \frac{170,65}{2}$$

$$= 85,33$$

وعلينا أن نحسب النسبة الفائية ثلاث مرات كما سبق أن أوضحنا :

$$F_1 = \frac{\text{التباين بين البرامج}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{22,13}{1,20}$$

$$F_1 = 18,44$$

وعند مقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ٢ ، ١٥

نجد أنها دالة عند مستوى ٠,٠١

وبالتالى فهناك فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات باختلاف نوع

البرنامج . كذلك نحسب F_2

$$F_2 = \frac{\text{التباين بين المستويات الحضرارية}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{,٢٢}{١,٢٠}$$

$$F_2 = ,١٨$$

وعند مقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ١٥ ، ١ نجد أنها أقل من القيم الجدولية ، وبالتالي لا توجد فروق بين المتوسطات باختلاف المستوى الحضارى .

كذلك نحسب F_3 للتفاعل

$$F_3 = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٨٥,٣٣}{١,٢٠}$$

$$F_3 = ٧١,١١$$

وبمقارنتها بجدول «ف» عند درجات حرية ١٥ ، ٢

نجد أنها دالة إحصائيا عند مستوى ٠,٠١ ،

وبالتالى فإن هناك تأثيرا للتفاعل دال إحصائيا ويمكن إيضاحه عند مراجعة متوسطات الدرجات للمجموعات موضع المقارنة التى نعرضها فى الجدول التالى الذى تعمدنا فيه عرض حجم كل عينة حتى يتم حساب المتوسطات الوزنية الخاصة بكل الكلى .

البرامج المستوى الحضاري	الأول	الثاني	الثالث	الكلية
ريفي	ن _١ = ٢ ١٣,٥	ن _٢ = ٣ ١١,٦٧	ن _٣ = ٢ ٥,٥٠	١٠,٤٢
مدني	ن _٢ = ٤ ٥,٧٥	ن _٤ = ٦ ١١,٨٣	ن _٦ = ٤ ١٣,٧٥	١٠,٦٤
الكلية	٨,٣٣	١١,٧٨	١١,٠٠	

ويلاحظ من قيم المتوسطات لدى الريفيين أنها أعلى لدى من هم في البرنامج الأول ثم تنخفض لدى من هم في البرنامج الثاني ثم يصبح أقل قيمة له لدى من هم في البرنامج الثالث .

وعلى العكس نجد أن قيم المتوسطات لدى المدنيين أعلاها لدى من هم في البرنامج الثالث ثم تنخفض لدى من هم في البرنامج الثاني ثم يصبح أقل قيمة له لدى من هم في البرنامج الأول .

وعلى ذلك فإن البرنامج الأول أكثر فعالية مع أهل الريف بينما البرنامج الثالث أكثر فعالية مع أهل المدن

ويؤكد ذلك التفاعل الدال الذي ظهر من إجراء تحليل التباين الذي نلخصه في الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين البرامج (A)	٤٤,٢٥	٢	٢٢,١٣	١٨,٤٤	٠,١
بين المستويات الحضارية (B)	٠٠,٢٢	١	٠٠,٢٢	٠,١٨	غير دال
التفاعل (A × B)	١٧٠,٦٥	٢	٨٥,٣٣	٧١,١١	٠,١
داخل المجموعات (الخطأ)	١٨,٠٧	١٥	١,٢٠		
الكلية	٢٣٢,١٩	٢٠			

وبطبيعة الحال يفضل رسم التفاعل

ثانياً: تحليل التباين الثنائي عندما تكون حجوم الخلايا الخاصة

بالمجموعات غير متناسبة وغير متساوية

Unequal and Disproportionate Numbers in The Subclasses

ربما وجد الباحث نفسه أمام خلايا غير متساوية من حيث عدد أفرادها وكذا لا يوجد تناسب بين أعداد الأفراد في تلك الخلايا ، عند ذلك على الباحث أن يتخذ أحد الحلين الآتيين :

١ - الاعتماد على اقتراح Glass and Stanley الذي يحس على استبعاد بعض الحالات عشوائياً من داخل بعض الخلايا بحيث نصل إما إلى تناسب في أعداد الأفراد داخل الخلايا أو إلى تساوى هذه الأعداد .

٢ - الاعتماد على طريقة المتوسطات غير الموزونة Unweighted Means الأكثر شهرة وإن كانت هناك طرق أخرى تناولها Winer بالعرض والتحليل .
طريقة المتوسطات غير الموزونة في تحليل التباين :

تعتمد هذه الطريقة على استبدال درجات كل خلية (خاصة بمجموعة من المجموعات) بقيمة المتوسط الحسابي للدرجات الموجودة بهذه الخلية . وبالتالي يصبح لدينا داخل الخلية قيمة واحدة فقط هي المتوسط عوضاً عن جميع درجات هذه الخلية .

ويتم إجراء نفس المعالجات التي أجريناها من قبل باستثناء الإجراء الخاص بمجموع المربعات داخل المجموعات لأنه يعتمد على تباين الدرجات في كل خلية في الوقت الذي أصبح لدينا داخل كل خلية قيمة وحيدة هي متوسط الخلية ، ولذلك نتعمد حساب مجموع المربعات داخل المجموعات من البيانات الأصلية مع إجراء تعديل على قيمته الناتجة وذلك بضرب القيمة الناتجة من مجموع المربعات داخل المجموعات في مقدار ثابت Constant سوف نرمز له بالرمز (ث) نحصل عليه من القانون التالي:

$$\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_3} + \frac{1}{n_4} + \dots$$

ث = عدد تقسيمات المتغير المستقل الأول × عدد تقسيمات المتغير المستقل الثاني
حيث n_1 ، n_2 ، n_3 ، n_4 عدد الأفراد في خلايا المجموعات المختلفة قبل أن نبدأ في عملية استبدال هؤلاء الأفراد بمتوسطهم .

وعند اتخاذ الإجراءات التي سبق توضيحها كإجراءات حسابية في تحليل التباين ثنائي الاتجاه يجب أن نراعى ما يلي :

١ - بخصوص داخل المجموعات :

نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات بنفس الطريقة التي أوضحناها مع ضرب الناتج × القيمة ث السابقة ونطلق عليها أيضا مجموع المربعات داخل المجموعات أو الخطأ . وتكون درجات الحرية داخل المجموعات كما هي معروفة أيضا أي :

$$[\text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات}]$$

ونحسب التباين داخل المجموعات بقسمة مجموع المربعات داخل المجموعات على درجات الحرية داخل المجموعات كما كنا نفعل .

٢ - بخصوص بين المجموعات

نتبع نفس الإجراءات التي كنا ننفذها في السابق مع مراعاة نقطتين هما :

$$* \text{ أن } n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = \dots = n$$

ويجب أن نضعها بقيمة (١) حيث أن كل خلية أصبح فيها قيمة وحيدة

هي المتوسط .

** أن n_1 ، تساوى عدد المجموعات موضع المقارنة وليس عدد الأفراد في

جميع المجموعات كما كنا نفعل .

مثال : نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات من ثلاث دول مختلفة (المغرب - السودان -

الكويت) وفي داخل كل مجموعة ذكور وإناث ، وعند تطبيق اختبار للثقة

بالنفس جاءت البيانات كما يلي :

٥	٦	٧	٤	ذكور] مغاربة
١٢	١٠	٩	٨	إناث	

٤	٦	٦	ذكور] سودانيون
٥	٦	٥	إناث	

١١	١٤	١٢	١٠	٩	٩	ذكور] كويتيون
١٥	٩	٥	٨	إناث			

تحقق من أن الثقة بالنفس لا تختلف باختلاف الجنس ولا باختلاف الجنسية ولا بالتفاعل بينهما .

كوتون		سودانيون		مغربية	
إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور
$n_4 = 4$ مج س _٤ = ٣٧ س _٤ = ٩,٢٥ مج س _٤ ^٢ = ٣٩٥ ع _٤ = ٣,٦٣	$n_6 = 6$ مج س _٦ = ٦٥ س _٦ = ١٠,٨٣ مج س _٦ ^٢ = ٧٢٣ ع _٦ = ١,٧٩	$n_4 = 4$ مج س _٤ = ٢٢ س _٤ = ٥,٥٠ مج س _٤ ^٢ = ١٢٢ ع _٤ = ٠,٥٠	$n_2 = 2$ مج س _٢ = ١٦ س _٢ = ٥,٣٣ مج س _٢ ^٢ = ٨٨ ع _٢ = ٠,٩٤	$n_0 = 0$ مج س _٠ = ٤٧ س _٠ = ٩,٤٠ مج س _٠ ^٢ = ٤٥٣ ع _٠ = ١,٤٩	$n_4 = 4$ مج س _٤ = ٢٢ س _٤ = ٥,٥٠ مج س _٤ ^٢ = ١٢٦ ع _٤ = ١,١٢

$$\overline{\text{مج س}} = \overline{\text{س}_1} + \overline{\text{س}_2} + \overline{\text{س}_3} + \overline{\text{س}_4} + \overline{\text{س}_5} + \overline{\text{س}_6} = 40,81$$

$$\overline{\text{س}} = \frac{\overline{\text{مج س}_1} + \overline{\text{مج س}_2} + \dots + \overline{\text{مج س}_6}}{\text{ن}_1 + \dots + \text{ن}_6}$$

$$= \frac{209}{26}$$

$$= 8,04$$

داخل المجموعات :

$$(أ) \text{ مجموع المربعات داخل المجموعات} = \text{ن}_1 \times \text{ع}_1^2 + \text{ن}_2 \times \text{ع}_2^2 + \dots = 91,70$$

$$\frac{\frac{1}{\text{ن}_1} + \dots + \frac{1}{\text{ن}_2} + \frac{1}{\text{ن}_3} + \frac{1}{\text{ن}_4}}{6} = \text{المقدار الثابت ث}$$

$$= \frac{1,45}{6} = ,25$$

$$\text{إذن مجموع المربعات داخل المجموعات} = 91,70 \times ,25 = 22,93$$

$$(ب) \text{ درجات الحرية داخل المجموعات} = 26 - 6 = 20$$

$$(ج) \text{ التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{ث} \times \text{مجموع المربعات داخل}}{\text{درجات الحرية}}$$

$$= \frac{91,70 \times ,25}{20}$$

$$= 1,13$$

بين المجموعات :

$$\text{الآن نعتبر } n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = n_6 = 1$$

$$\text{كذلك تصبح } n = 6$$

١ - مجموع المربعات بين المجموعات =

$$n_1 [\bar{s}_1 - \bar{s}]^2 + n_2 [\bar{s}_2 - \bar{s}]^2 + \dots +$$

$$= 1 [8,04 - 5,33]^2 + 1 [8,04 - 9,40]^2 + 1 [8,04 - 5,50]^2 +$$

$$+ 1 [8,04 - 9,25]^2 + 1 [8,04 - 10,83]^2 + 1 [8,04 - 5,50]^2 +$$

$$= 1,46 + 7,78 + 6,40 + 7,24 + 1,80 + 6,40 =$$

$$= 31,33$$

٢ - درجات الحرية بين المجموعات = ٦ - ١

$$= 5$$

$$3 - \text{التباين بين المجموعات} = \frac{31,33}{5}$$

$$= 6,27$$

٤ - مجموع المربعات بين الجنسيات

$$= \frac{n_1 [\bar{s}_1 + \bar{s}_2]^2}{n_1 + n_2} + \frac{n_2 [\bar{s}_2 + \bar{s}_3]^2}{n_2 + n_3} + \frac{n_3 [\bar{s}_3 + \bar{s}_4]^2}{n_3 + n_4} + \frac{n_4 [\bar{s}_4 + \bar{s}_5]^2}{n_4 + n_5} + \frac{n_5 [\bar{s}_5 + \bar{s}_6]^2}{n_5 + n_6} + \frac{n_6 [\bar{s}_6 + \bar{s}_1]^2}{n_6 + n_1}$$

$$= \frac{1 [5,50 + 5,33]^2}{2} + \frac{1 [9,40 + 5,50]^2}{2} +$$

$$+ \frac{1 (45,81)}{6} + \frac{1 [9,25 + 10,83]^2}{2} +$$

$$= 111,01 + 58,64 + 201,60 + 349,76 =$$

$$= 71,49$$

٥ - درجات الحرية بين الجنسيات = ٣ - ١

$$= ٢$$

$$\frac{٢١,٤٩}{٢} = \text{التباين بين الجنسيات}$$

$$= ١٠,٧٥$$

٧ - مجموع المربعات بين الجنسين

$$= \frac{^2(\text{م.س})}{ن} - \frac{^2[\bar{s}_1 + \bar{s}_2 + \bar{s}_3]}{ن_1 + ن_2 + ن_3} + \frac{^2[\bar{s}_4 + \bar{s}_5 + \bar{s}_6]}{ن_4 + ن_5 + ن_6}$$

$$= \frac{^2(٤٥,٨١)}{٦} - \frac{^2[٩,٢٥ + ٥,٥٠ + ٩,٤٠]}{٣} + \frac{^2[١٠,٨٣ + ٥,٣٣ + ٥,٥٠]}{٣}$$

$$= ٣٤٩,٧٦ - ١٩٤,٤١ + ١٥٦,٣٩$$

$$= ١,٠٤$$

٨ - درجات الحرية بين الجنسين = ٢ - ١

$$= ١$$

$$\frac{١,٠٤}{١} = \text{التباين بين الجنسين}$$

$$= ١,٠٤$$

١٠ - مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) - [الخطوة (٤) + الخطوة (٧)]

$$= ٣١,٣٣ - [١,٠٤ + ٢١,٤٩]$$

$$= ٨,٨٠$$

١١ - درجات حرية التفاعل = ٢ × ١

$$= ٢$$

$$١٢ - \text{تباين التفاعل} = \frac{٨,٨٠}{٢}$$

$$= ٤,٤٠$$

وعلينا الآن أن نحسب ثلاث قيم لـ «ف» :

$$ف_١ = \frac{\text{التباين بين الجنسيات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{١٠,٧٥}{١,١٣}$$

$$ف_١ = ٩,٥١$$

وعلينا أن نقارنها بالقيم الجدولية عن درجات حرية ٢ ، ٢٠ نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة النظرية اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠١

كذلك نحسب :

$$ف_٢ = \frac{\text{التباين بين الجنسين}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{١,٠٤}{١,١٣}$$

$$= ٠,٩٢$$

وعند درجات حرية ١ ، ٢٠

نجد أن القيمة المحسوبة أقل من القيم الجدولية ، ولذا فإنها غير دالة إحصائيا .
كذلك نحسب :

$$ف_٣ = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$= \frac{٤,٤٠}{١,١٣}$$

$$= ٣,٨٩$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٢٠

نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥ ، فقط ، وهذا يشير إلى أن لتفاعل الجنسية والجنس أثراً على الثقة بالنفس .

ويمكننا تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين الجنسيات (A)	٢١,٤٩	٢	١٠,٧٥	٩,٥١	٠,٠١
بين الجنسين (B)	١,٠٤	١	١,٠٤	٠,٩٢	غير دال
التفاعل (A × B)	٨,٨٠	٢	٤,٤٠	٣,٨٩	٠,٠٥
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٢,٩٣	٢٠	١,١٣		
الكل	٥٤,٢٦	٢٥			

وتأتي النتائج لبيانات أحد الباحثين لتحليل التباين ثنائي الاتجاه كما هي بالشكل التالي عند استخدام حزمة البرامج Spss - x .

17-JUL-94 SPSS RELEASE 4.1 FOR IBM VM/CMS
 10:04:23 KING SAUD UNIVERSITY IBN 3083 XJ VM/CMS rel 6

*** ANALYSIS OF VARIANCE ***

by
 S
 SEX

Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig of F
Main Effects					
S	1914.930	2	957.465	10.714	.000
SEX	372.386	1	372.386	4.167	.043
	1657.918	1	1657.918	18.552	.000
2-Way Interactions					
S SEX	1.760	1	1.760	.020	.889
	1.760	1	1.760	.020	.889
Explained	1916.691	3	638.897	7.149	.000
Residual	13583.309	152	89.364		
Total	15500.000	155	100.000		

156 cases were processed.
 0 cases (.0 pct) were missing.

نوع النموذج المستخدم :

ومن الهام أن يأخذ الباحث في اعتباره نوع النموذج الذي يستخدمه في التصميم العاملى ثنائى الاتجاه ، فهناك ثلاثة أنواع من التأثيرات جديرة بالمراعاة هى التأثير الثابت والتأثير العشوائى والتأثير الخليط .

١ - النموذج الثابت Fixed Model : إذا جاء نموذج التصميم للمتغير المستقل بحيث يتضمن أكثر من شخص فى كل خلية $n < 1$ وتتخذ فئات أو مستويات المتغير المستقل أو تصنيفاته على أسس منطقية وتجريبية وليس على أساس مفهوم العينة ، أى تم اتباع أسلوب منتظم فى انتقاء مستويات العامل المستقل ، بحيث يشمل التحليل جميع هذه المستويات ، فإن نموذج التصميم يسمى نموذج التأثير الثابت أو النموذج الثابت .

ومن أمثلة ذلك :

- دراسة أثر أساليب مختلفة للتدريس .
- دراسة أثر أساليب مختلفة لتنظيم مادة دراسية .
- دراسة أثر أساليب مختلفة للوسائل التعليمية .
- دراسة أثر طرق تدخل تجريبية لتعديل السلوك .
- دراسة أثر عدة طرق لتعليم القراءة .
- دراسة أثر الجنس .
- دراسة أثر الجنسية .

ومعظم المتغيرات المستقلة المستخدمة فى البحوث النفسية والتربوية من نوع النموذج الثابت .

٢ - النموذج العشوائى Random Model : إذا جاء نموذج التصميم للمتغير المستقل بحيث يتضمن أكثر من شخص فى كل خلية $n < 1$ وتتخذ فئات أو مستويات المتغير المستقل أو تصنيفاته من اختيار عينات عشوائية من بين أصل كلى لعدد كبير من فئات أو مستويات أو معالجات محتملة ، أو انتقى الباحث مستويات العوامل أو المتغيرات المستقلة من عدد لا نهائى من البدائل الممكنة من الناحية النظرية ، وهذا الوضع يفرض على الباحث الاختيار العشوائى لمستويات أو

تصنيفات العامل المستقل ، فإن نموذج التصميم يسمى نموذج التأثير العشوائي أو النموذج العشوائي ، ومن أمثلة ذلك :

- إذا كانت المدرسة عاملاً في التحليل ، ولما كان عدد المدارس كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائي لعدد محدد منها وإدخاله في التصميم .
- إذا كان المعلم عاملاً في التحليل ، ولما كان عدد المعلمين كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائي لعدد محدد منهم وإدخاله في التصميم .
- إذا كان المحكم عاملاً في التحليل ، ولما كان عدد المحكمين كبيراً فإنه يجرى الاختيار العشوائي لعدد محدد منهم وإدخاله في التصميم .
- انتقاء الأفراد في تصميم القياس المتكررة (مجموعات متكافئة مثلاً) . ويعتبر نموذج التأثير العشوائي قليل الاستخدام في البحوث النفسية والتربوية .

٢ - النموذج المختلط Mixed Model : إذا جاء نموذج التصميم ككل (لجميع متغيراته المستقلة) بحيث يكون عدد الأفراد في كل خلية أكثر من شخص $n > 1$ ، وتتخذ فئات أحد المتغيرات المستقلة على أسس منطقية وتجريبية وتتخذ فئات متغير مستقل آخر على أساس اختيار عينات عشوائية ، بمعنى أن يكون لدينا عاملان أو أكثر بعضها من النوع الثابت والبعض الآخر من النوع العشوائي . إن نموذج التصميم في هذه الحالة يسمى نموذج التأثيرات المختلطة أو النموذج المختلط ، ومن أمثلة ذلك :

- تقديرات متكررة ، لبعض القدرات لدى الأفراد عن طريق محكمين . في هذه الحالة يكون الأفراد من نوع النموذج الثابت (مجموعات مستقلة من الأفراد) بينما المحكمون من نوع النموذج العشوائي :
- قياسات متكررة لعينة واحدة يقدم لها عدة معالجات متتالية يجرى عقب كل معالجة قياس .

والجداول التالية توضح نماذج تصاميم مختلفة :

دافع الاستطلاع			الجنس	ذكور
نهاية التجربة	وسط التجربة	بداية التجربة		
			اناث	

دافع الاستطلاع نوع عشوائي والجنس نوع ثابت وهنا يكون نموذج مختلط
أما الجدول التالي :

محكمون			مرحلة النمو	طفولة
محكم ج	محكم ب	محكم أ		
			مراهقة	

المحكمون نوع عشوائي ومرحلة النمو نوع ثابت
وهنا يكون نموذج التقييم كلك نموذج مختلط

أما الجدول التالي :

المدارس					
مصر الجديدة	شبرا	أحمد عرابي	عمر بن الخطاب	المحكمون	

المدارس نوع عشوائي والمحكمون نوع عشوائي
وهنا يكون نموذج التصميم ككل نموذج عشوائي

أما الجدول :

الجنسية					
مصري	كويتي	سوداني	عراقي	الجنس	

الجنسية هنا نوع ثابت والجنس نوع ثابت وهنا يكون التقييم ككل نموذج ثابت
وقيمة ف ، التي سوف تحسب للكشف عن التأثير يجب أن يراعى فيها
التصميم المطروح أمامنا .

وتكون حدود تباين الخطأ المستخدمة كمقام لحساب قيم وف، طبقاً للنماذج الثلاثة (الثابت - العشوائي - المختلط) .
عند استخدام تحليل التباين ثنائي الاتجاه

النموذج المختلط				النموذج العشوائي		النموذج الثابت		العامل
أحد العاملين ثابت والآخر عشوائي وثالث نظرية لانعدام التفاعل أو ذات قيمته أقل من أو تساوي التباين داخل المجموعات	أحد العاملين ثابت والآخر عشوائي وثالث نظرية لانعدام التفاعل أو ذات قيمته أقل من أو تساوي التباين داخل المجموعات	A عشوائي ، B ثابت	A ثابت ، B عشوائي	النموذج العشوائي		النموذج الثابت		العامل
تباين الخطأ المدمج	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل $A \times B$	التباين الخاص بالتفاعل $A \times B$	التباين الخاص بالتفاعل $A \times B$	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	المستقل الأول A
تباين الخطأ المدمج	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل $A \times B$	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل $A \times B$	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	المستقل الثاني B
التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التفاعل $A \times B$

مجموع المربعات الخاصة بالتفاعل + مجموع المربعات داخل المجموعات

علماً بأن : تباين الخطأ المدمج =
درجات حرية التفاعل + درجات حرية داخل المجموعات

الفصل السادس

التصميم التجريبي بأكثر من معالجتين

للقياسات المترابطة

تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة

تحليل التباين أحادي الاتجاه للقياسات المتكررة

(مجموعات مترابطة)

(ANOVA) One - Factor Experiment With Repeated Measurements

مقدمة :

فيما سبق عرضنا لطريقة مقارنة ثلاثة مجموعات أو أكثر في متغير واحد ، وذلك حينما كانت المجموعات مستقلة ، مثلما كنا نريد مقارنة مجموعة من الأطفال بمجموعة من المراهقين بمجموعة من الشباب في مفهوم الذات ، وذلك باستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه .

والآن نفرض أن لدينا مجموعتين أو أكثر (متكافئة أو اختيرت متناظرة) أو لدينا مجموعة واحدة تم قياس نفس الظاهرة عليها مرتين أو ثلاثاً أو أكثر ، وأردنا مقارنة أداء المفحوصين في المرات الثلاث . في هذه الحالة فإننا نستخدم تحليل التباين كتصميم عاملي يسميه البعض تصميم المعالجات (القياسات مثلًا الثلاثة) \times المفحوصين . حيث كل مفحوص قيست لديه نفس الظاهرة ثلاث مرات أو أكثر . أو يسمى تصميم المعالجات المترابطة (غير المستقلة) .

في هذه الحالة تكون مصادر التباين ثلاثة بدلا من مصدرين في تحليل التباين للمجموعات المستقلة هي :

١ - مصدر التباين الخاص بالاختلاف بين المعالجات (القياسات الثلاثة) (A) .

٢ - مصدر التباين الخاص بالاختلافات بين المفحوصين (B) .

٣ - تفاعل المصدرين (A) و (B) أو $A \times B$.

ومثال ذلك تطبيق مقياس للاتجاهات نحو الأطفال على مجموعة طالبات قسم دراسات الطفولة ثلاث مرات . الأولى عند التحاقهن بالقسم . والثانية بعد مرور سنتين على دراستهن بالقسم . والثالثة عند التخرج . في مثل هذه الحالة نكون أمام قياسات متكررة ، وللمقارنة بين متوسطات الاتجاهات لدى الطالبات في التطبيقات (المعالجات أو القياسات) الثلاثة نستخدم تحليل التباين لعامل واحد في القياسات المتكررة . ويعتبر تحليل تباين لتصميم تجريبي في بعدين أو تصميم عاملي ثنائي الاتجاه مع وجود تأثير رئيسي Main Effect . والتصميم هنا هو معالجة لمتغير مستقل واحد بهدف معرفة

أثره على المتغير التابع (في مثالنا السابق كان المتغير المستقل طول مدة الالتحاق بالقسم والمتغير التابع هو الاتجاهات نحو الأطفال) .

وإذا كان في التصميم العاملى ثنائى الاتجاه أكثر من مفحوص داخل خلايا التصميم فإننا سوف نعتبر هنا الدرجة الموجودة في كل خلية بمثابة متوسط وهذا ما يجعل من الصعب حساب التباين داخل المجموعات حيث لا تشتمل إلا على درجة واحدة .

ولذلك فإنه كى نكشف عن دلالة الفرق بين متوسطات المعالجات (والتطبيقات) المختلفة فإننا نتعامل مع تباين التفاعل (متوسط مربعات التفاعل $A \times B$ عوضاً عن تباين الخطأ (متوسط المربعات داخل المجموعات) في تحليل التباين للمجموعات المستقلة . نظراً لأن تفاعل $A \times B$ يعبر عن الاختلافات في درجات أفراد العينة التى لا ترجع إلى تأثير المعالجات وحدها (A) أو الفرق بين المفحوصين وحدها (B) .

ولذلك فقيمة (ف) التى كنا نحصل عليها في تحليل التباين للمجموعات المستقلة من قسمة التباين بين المجموعات على التباين داخل المجموعات تصبح في تحليل التباين للمجموعات المترابطة (غير المستقلة) من قسمة التباين بين المجموعات (المعالجات أو التطبيقات) على تباين التفاعل .

Rows are Individuals وعلى اعتبار الصفوف هي الأفراد

Columns are Treatments والأعمدة معالجات (قياسات أو تكرار تطبيق)

ومع توفر الشروط التالية :

- ١ - وجود درجة لكل مفحوص في القياسات (المعالجات) المختلفة .
- ٢ - أن يكون توزيع الدرجات للظاهرة في المجتمع الأصل اعتدالياً اختيرت منه عينة البحث عشوائياً وشكل توزيع الدرجات في كل معالجة طبيعى .
- ٣ - تجانس تباين درجات المعالجات المختلفة (باستخدام واحدة من الأساليب المشهورة للكشف عن ذلك والتي سبق عرضها) .

طريقة التحليل :

والآن نفرض أن لدينا عينة حجمها n ، من المفحوصين .
طبق عليها نفس الاختبار ثلاث مرات أو طبقت ثلاثة اختبارات متكافئة عليها
وجاءت الدرجات كما يلي :

درجات التطبيق الأول (أ) : $s_1, s_2, s_3, s_4, s_5, \dots, s_n$

درجات التطبيق الثاني (ب) : $s'_1, s'_2, s'_3, s'_4, s'_5, \dots, s'_n$

درجات التطبيق الثالث (ج) : $s''_1, s''_2, s''_3, s''_4, s''_5, \dots, s''_n$

للتحقق من صحة الفرض القائل :

« لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الخاصة بالتطبيقات الثلاثة » .

فعلينا مبدئياً حساب :

١ - مجموع الدرجات لكل المفحوصين في كل مرة من مرات التطبيق ونرمز لها بالرموز .

$$مج س_1, مج س_2, مج س_3, \dots, مج س_n$$

٢ - مجموع مربعات الدرجات لكل المفحوصين في كل مرة من مرات التطبيق ونرمز لها بالرموز .

$$مج س_1^2, مج س_2^2, مج س_3^2, \dots, مج س_n^2$$

٣ - مجموع درجات كل مفحوص في مرات التطبيق المختلفة بمعنى .

للمفحوص الأول $s_1 + s'_1 + s''_1$ ونرمز للناتج بالرمز $مج س_1$

للمفحوص الثاني $s_2 + s'_2 + s''_2$ ونرمز للناتج بالرمز $مج س_2$

للمفحوص الثالث $s_3 + s'_3 + s''_3$ ونرمز للناتج بالرمز $مج س_3$

⋮

وهكذا .

٤ - مجموع درجات جميع التطبيقات ونرمز له بالرمز $مج س$

ويمكن تلخيص الإجراءات السابقة في الجدول التالي :

درجات التطبيق الأول أ	درجات التطبيق الثاني ب	درجات التطبيق الثالث ج	مجموع درجات كل مفحوص في مرات التطبيق الثلاث
الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة
س _١	س _١ ^٢	س _١	س _١ ^٢
س _٢	س _٢ ^٢	س _٢	س _٢ ^٢
س _٣	س _٣ ^٢	س _٣	س _٣ ^٢
س _٤	س _٤ ^٢	س _٤	س _٤ ^٢
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
س _ن	س _ن ^٢	س _ن	س _ن ^٢
مج س _١	مج س _١ ^٢	مج س _١	مج س _١ ^٢
مج س _٢	مج س _٢ ^٢	مج س _٢	مج س _٢ ^٢
مج س _٣	مج س _٣ ^٢	مج س _٣	مج س _٣ ^٢
مج س _٤	مج س _٤ ^٢	مج س _٤	مج س _٤ ^٢
مج س _ن	مج س _ن ^٢	مج س _ن	مج س _ن ^٢
مج س _١ + مج س _٢ + مج س _٣ + مج س _٤ + مج س _ن	مج س _١ ^٢ + مج س _٢ ^٢ + مج س _٣ ^٢ + مج س _٤ ^٢ + مج س _ن ^٢	مج س _١ + مج س _٢ + مج س _٣ + مج س _٤ + مج س _ن	مج س _١ + مج س _٢ + مج س _٣ + مج س _٤ + مج س _ن

رمزنا بالرمز ط إلى عدد مرات التطبيق .

وإذا رمزنا بالرمز n إلى عدد الدرجات في جميع مرات التطبيق ،

وإذا رمزنا بالرمز n إلى عدد أفراد العينة .

وتسيير الحسابات طبقا للتصميم التالي :

١ - نحسب مجموع المربعات الكلي

$$\frac{{}^2(\text{مجس})}{n} - \dots + \text{مجس}_j^2 + \text{مجس}_p^2 + \text{مجس}_1^2 =$$

٢ - درجات حرية الكلى = ن - ١

٣ - نحسب مجموع المربعات بين التطبيقات

$$= \frac{[مج س_1]^2 + [مج س_2]^2 + \dots + [مج س]^2}{ن}$$

٤ - درجات حرية بين التطبيقات = عدد مرات التطبيق (ط) - ١

$$٥ - \text{التباين بين التطبيقات} = \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٤)}}$$

٦ - نحسب مجموع المربعات بين المفحوصين

$$= \frac{[مج س_1]^2 + [مج س_2]^2 + \dots + [مج س]^2}{ط}$$

٧ - درجة حرية بين المفحوصين = عدد المفحوصين (ن) - ١ .

$$٨ - \text{التباين بين المفحوصين} = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٧)}}$$

$$٩ - \text{مجموع مربعات التفاعل} = \text{الخطوة (١)} - [\text{الخطوة (٣)} + \text{الخطوة (٦)}]$$

$$١٠ - \text{درجات حرية التفاعل} = \text{الخطوة (٤)} \times \text{الخطوة (٧)}$$

$$١١ - \text{تباين التفاعل} = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$$

$$١٢ - \text{لحساب دلالة الفروق نحسب ف} = \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (١١)}} \text{ ولا نحسب سوى دف}$$

واحدة وهي للكشف عن الفروق بين المعالجات . ونقارن القيمة الناتجة بقيم

جدول دف، الحرجة عند درجات حرية الخطوة (٤) والخطوة (١٠) .

مثال : فيما يلي درجات عشرة أطفال في أربع مراحل خلال تعريضهم لبرنامج لهم

مفهوم الذات . والمطلوب الإجابة عن السؤال التالي هل برنامج مفهوم الذات

غير فعال ؟

المرحلة الأولى : ٣١ ، ٤٢ ، ٨٤ ، ٢٦ ، ١٤ ، ١٦ ، ٢٩ ، ٣٢ ، ٤٥ ، ٣٠
 المرحلة الثانية : ٤٢ ، ٢٦ ، ٢١ ، ٦٠ ، ٣٥ ، ٨٠ ، ٤٩ ، ٣٨ ، ٦٥ ، ٧١
 المرحلة الثالثة : ١٤ ، ٢٥ ، ١٩ ، ٣٦ ، ٤٤ ، ٢٨ ، ٨٠ ، ٧٦ ، ١٥ ، ٨٢
 المرحلة الرابعة : ٨٠ ، ١٠٦ ، ٨٣ ، ٦٩ ، ٤٨ ، ٧٦ ، ٣٩ ، ٨٤ ، ٩١ ، ٣٩
 الحل :

المرحلة الأولى أ		المرحلة الثانية ب		المرحلة الثالثة ج		المرحلة الرابعة د		مجموع درجات المفحوص في مرات التطبيق المختلفة
الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	الدرجة	مربع الدرجة	
٣١	٩٦١	٤٢	١٧٦٤	١٤	١٩٦	٨٠	٦٤٠٠	مجم س _١ = ١٦٧
٤٢	١٧٦٤	٢٦	٦٧٦	٢٥	٦٢٥	١٠٦	١١٢٣٦	مجم س _٢ = ١٩٩
٨٤	٧٠٥٦	٢١	٤٤١	١٩	.	٨٣	.	مجم س _٣ = ٢٠٧
٢٦	٦٧٦	٦٠	.	٣٦	.	٦٩	.	مجم س _٤ = ١٩١
١٤	١٩٦	٢٥	.	٤٤	.	٤٨	.	مجم س _٥ = ١٤١
١٦	٢٥٦	٨٠	.	٢٨	.	٧٦	.	مجم س _٦ = ٢٠٠
٢٩	.	٤٩	.	٨٠	.	٢٩	.	مجم س _٧ = ١٩٧
٣٢	.	٣٨	.	٧٦	.	٨٤	.	مجم س _٨ = ٢٣٠
٤٥	.	٦٥	.	١٥	.	٩١	.	مجم س _٩ = ٢١٦
٣٠	.	٧١	.	٨٢	.	٣٩	.	مجم س _{١٠} = ٢٢٢
مجم س _١	مجم س _١ ^٢	مجم س _٢	مجم س _٢ ^٢	مجم س _ج	مجم س _ج ^٢	مجم س _د	مجم س _د ^٢	مجم س = ١٩٧٠
٣٤٩	١٥٦٩٩	٤٨٧	٢٧٢١٧	٤١٩	٢٤٣٢٣	٧١٥	٥٥٧٤٥	

يلاحظ من البيانات السابقة أن :

عدد مرات التطبيق ط = ٤

عدد الدرجات في جميع مرات التطبيق ن = ٤٠

عدد أفراد العينة ن = ١٠

والآن علينا أن :

١ - نحسب مجموع المربعات الكلى

$$= \text{مج س}_1^2 + \text{مج س}_2^2 + \dots + \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

$$= 10699 + 27217 + 24323 + 55745 + \frac{2(1970)}{40}$$

$$= 122984 - 97022,5$$

$$= 25961,5$$

٢ - نحسب درجات حرية الكلى = ن - ١

$$= 40 - 1$$

$$= 39$$

٣ - نحسب مجموع المربعات بين التطبيقات

$$= \frac{[\text{مج س}_1]^2}{\text{ن}} + \frac{[\text{مج س}_2]^2}{\text{ن}} + \dots + \frac{(\text{مج س})^2}{\text{ن}}$$

$$= \frac{2(1970)}{40} + \frac{[349]^2}{10} + \frac{[487]^2}{10} + \frac{[419]^2}{10} + \frac{[715]^2}{10}$$

$$= 104575,60 - 97022,5$$

$$= 7553,10$$

٤ - نحسب درجات الحرية بين التطبيقات = عدد مرات التطبيق (ط) - ١

$$= 4 - 1$$

$$= 3$$

$$5 - \text{التباين بين التطبيقات (المعالجات)} = \frac{7553,10}{3}$$

$$= 2517,70$$

٦ - نحسب مجموع المربعات بين المفحوصين

$$\frac{\sum (\text{مج س})^2}{\text{ن}} - \frac{\sum [\text{مج س}_1]^2 + \dots + [\text{مج س}_4]^2}{\text{ط}} =$$

$$\frac{(1970)^2}{40} - \frac{[222]^2 + \dots + [207]^2 + [199]^2 + [167]^2}{4} =$$

$$97022,5 - \frac{394350}{4} =$$

$$97022,5 - 98587,5 =$$

$$1565,00 =$$

٧ - درجات الحرية بين المفحوصين = ن - ١

$$10 - 1 =$$

$$9 =$$

$$\frac{1565}{9} =$$

$$173,89 =$$

٨ - التباين بين المفحوصين

٩ - مجموع مربعات التفاعل = الخطوة (١) - [الخطوة (٣) + الخطوة (٦)]

$$25961,50 - [1565,00 - 7553,10] =$$

$$16843,40 =$$

١٠ - درجات حرية التفاعل = الخطوة (٤) × الخطوة (٧)

$$9 \times 3 =$$

$$27 =$$

$$\frac{16843,40}{27} =$$

$$623,83 =$$

١١ - تباين التفاعل

١٢ - علينا أن نحسب قيمة وحيدة لـ «ف»

$$F = \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (١١)}}$$

$$= \frac{2517,70}{623,83}$$

$$= 4,04$$

وعلىنا أن نقارنها بالقيم الجدولية عند درجات حرية ٢٧، ٣ نجد أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة عند مستوى ٠,٠٥، فقط وبالتالي توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الأداء للأطفال في المراحل الأربع لبرنامج مفهوم الذات .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في جدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين المعالجات (A)	7553,10	٢	2517,70	4,04	,٠٥
بين المحوصين (B)	1516,00	٩	168,44		
التفاعل A x B	16843,40	٢٧	623,83		
المجموع الكلي	25961,5	٣٩			

الفصل السابع

التصميم العامى ثنائى الاتجاه للقياسات

المترابطة

تحليل التباين ثنائى الاتجاه للقياسات المتكررة

تحليل التباين ثنائي الاتجاه للقياسات المتكررة

(مجموعات مترابطة)

(ANOVA) Two - Factor Experiments with Repeated Measurements

مقدمة :

في هذه الحالة يكون لدينا مجموعة واحدة تم عليها تطبيق اختبار (أربع مرات على الأقل أو ست أو ثمان مرات) لقياس ظاهرة ما بعد وقوعها تحت تأثير متغيرين ينقسم كل منهما إلى مستويين على الأقل .

مثلاً يكون لدينا متغيران هما درجة الحرارة (مرتفعة - منخفضة) وقوة الإضاءة (شديدة - عادية - منخفضة) ونود أن نكشف عن أثر هذين المتغيرين على تركيز الانتباه كما يقاس باختبار معين . وذلك عند وقوع مجموعة واحدة تحت تأثيرات التصنيفات المختلفة لمتغيري درجة الحرارة وقوة الإضاءة بمعنى أننا سوف نطبق عليها اختبار تركيز الانتباه ست مرات متتالية تبعاً للأحوال الآتية :

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها شديدة

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها عادية

داخل غرفة حرارتها مرتفعة وإضاءتها منخفضة

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها شديدة

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها عادية

داخل غرفة حرارتها منخفضة وإضاءتها منخفضة

وبذلك يكون لدينا تصميم تجريبي على النمط 2×3 وحيث أننا أمام مجموعة واحدة أو أمام ست مجموعات متكافئة (مختارة بالتناظر) نكون بحاجة إلى تحليل تباين لعينات غير مستقلة (مترابطة) كتصميم عاملي .

وبطبيعة الحال فإن التصميم يمكن أن يكون على النمط 2×4 أو 3×4 وذلك طبقاً لتقسيمات كل متغير من المتغيرات المستقلة .

طريقة التحليل :

وإذا أخذنا المتغير المستقل الأول ، أ ، (درجة الحرارة) له مستويان فقط (مرتفعة - منخفضة) والمتغير المستقل الثاني ، ب ، (الإضاءة) لها مستويان فقط

(شديدة - عادية) أى على اعتبار وجود متغيرين أ ، ب لكل منهما مستويان ولدينا مجموعة من المفحوصين نرسم لهم بالرموز $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, S_6, S_7, S_8, S_9, S_{10}$ والجدول التالى يوضح تصميم على النمط 2×2 فى ضوء مستوى كل من المتغيرين أ ، ب

المتغير المستقل الأول (أ)

(درجة الحرارة)

المتغير المستقل	مرتفعة أ	منخفضة أ
ب شديدة ⋮	S_1	S_2
	S_3	S_4
	S_5	S_6
	S_7	S_8
ب عادية ⋮	S_9	S_{10}
	S_{11}	S_{12}
	S_{13}	S_{14}
	S_{15}	S_{16}

المتغير المستقل

الثانى (ب)

(الإضاءة)

ويلاحظ فى الجدول أن نفس الأفراد وقعوا فى كل خلية من خلاياه الأربع وعند تطبيق اختبار مثلاً لتركيز الانتباه على هؤلاء الأفراد حينما يقعون فى الخلية الأولى أى حينما نجعل غرفتهم ذات حرارة مرتفعة وإضاءة شديدة فإنهم يحصلون على درجات نرسم لها على الترتيب

$S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, S_6, S_7, S_8, S_9, S_{10}$

وحينما نجعل العينة فى الخلية الرابعة أى حينما نجعل غرفتهم ذات حرارة منخفضة وإضاءة عادية فإنهم يحصلون على درجات فى اختبار تركيز الانتباه على الترتيب كما يلى :

$S_{11}, S_{12}, S_{13}, S_{14}, S_{15}, S_{16}, S_{17}, S_{18}, S_{19}, S_{20}$

وعلينا أن نحسب ما يلي :

* مجموع درجات المفحوصين جميعاً في كل خلية من الخلايا الأربع ، ويمكن أن نرمز لها بالرموز .

مج س_١ب_١ ، مج س_١ب_٢ ، مج س_١ب_٣ ، مج س_١ب_٤

* مجموع الدرجات في أ_١ عموماً ويرمز لها بالرمز مج س_١ب

* مجموع الدرجات في أ_٢ عموماً ويرمز لها بالرمز مج س_٢ب

* مجموع الدرجات في ب_١ عموماً ويرمز لها بالرمز مج س_١ب_١

* مجموع الدرجات في ب_٢ عموماً ويرمز لها بالرمز مج س_٢ب_١

* مجموع درجات المفحوصين في جميع التطبيقات ونرمز لها بالرمز مج س .
ونضع القيم السابقة في داخل خلال الجدول السابق ونهاياته من جهتيه تبعاً للموقع المقصود بالجمع .

ثم علينا أن نحسب ما يلي :

* مجموع درجتى كل مفحوص في أ_١ ونرمز لها بالرموز

مج س_{١١} ، مج س_{١٢} ، مج س_{١٣} ،

* مجموع درجتى كل مفحوص في أ_٢ ونرمز لها بالرموز

مج س_{٢١} ، مج س_{٢٢} ، مج س_{٢٣} ،

* مجموع درجتى كل مفحوص في ب_١ ونرمز لها بالرموز

مج س_{١١}ب_١ ، مج س_{١٢}ب_١ ، مج س_{١٣}ب_١ ،

* مجموع درجتى كل مفحوص في ب_٢ ونرمز لها بالرمز

مج س_{١١}ب_٢ ، مج س_{١٢}ب_٢ ، مج س_{١٣}ب_٢ ،

* مجموع درجات كل مفحوص في جميع التطبيقات ونرمز لها بالرموز

مج س_{١١}ب_١ ، مج س_{١٢}ب_١ ، مج س_{١٣}ب_١

ونرصد ما سبق في جدول على الشكل :

مجموع درجات كل مفروض في جميع التطبيقات	مجموع درجاتي المفروض في ب _٢	مجموع درجاتي المفروض في ب _١	مجموع درجاتي المفروض في أ _٢	مجموع درجاتي المفروض في أ _١
مج س _١ أب	مج س _١ ب _٢	مج س _١ ب _١	مج س _١ أ _٢	مج س _١ أ _١
مج س _٢ أب	مج س _٢ ب _٢	مج س _٢ ب _١	مج س _٢ أ _٢	مج س _٢ أ _١
مج س _٣ أب	مج س _٣ ب _٢	مج س _٣ ب _١	مج س _٣ أ _٢	مج س _٣ أ _١
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

ثم علينا توفير ما يلي :

أولاً : حساب مجموع مربعات الدرجات

$$= [س_{١١}أ_{١}]^2 + [س_{١٢}أ_{٢}]^2 + + [س_{١١}ب_{١}]^2 + [س_{١٢}ب_{٢}]^2 + + [س_{٢١}أ_{١}]^2 + [س_{٢٢}أ_{٢}]^2 + + [س_{٢١}ب_{١}]^2 + [س_{٢٢}ب_{٢}]^2 + + [س_{٣١}أ_{١}]^2 + [س_{٣٢}أ_{٢}]^2 + + [س_{٣١}ب_{١}]^2 + [س_{٣٢}ب_{٢}]^2 +$$

ثانياً : حساب المجموع لمربعات حاصل جمع الدرجات في كل خلية من الخلايا

وقسمته على عدد أفراد العينة n ،

$$= \frac{[مج س_{١١}أ_{١}]^2 + [مج س_{١٢}أ_{٢}]^2 + [مج س_{٢١}أ_{١}]^2 + [مج س_{٢٢}أ_{٢}]^2 + [مج س_{١١}ب_{١}]^2 + [مج س_{١٢}ب_{٢}]^2 + [مج س_{٢١}ب_{١}]^2 + [مج س_{٢٢}ب_{٢}]^2 + \dots}{n}$$

ثالثا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل A وقسمته على (عدد مستويات B × ن) .

$$\frac{\sum_{j=1}^B \left[\sum_{i=1}^n x_{ij}^2 \right]}{\text{عدد مستويات } B \times n}$$

رابعا : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل B وقسمته على (عدد مستويات A × ن) .

$$\frac{\sum_{i=1}^A \left[\sum_{j=1}^n x_{ij}^2 \right]}{\text{عدد مستويات } A \times n}$$

خامسا : حساب المجموع لمربعات مجاميع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل A وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل B .

$$\frac{\sum_{j=1}^B \left[\sum_{i=1}^n x_{ij}^2 \right] + \dots + \sum_{j=1}^B \left[\sum_{i=1}^n x_{ij}^2 \right]}{\text{عدد مستويات المتغير } B}$$

سادسا : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل B وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل A .

$$\frac{\sum_{i=1}^A \left[\sum_{j=1}^n x_{ij}^2 \right] + \dots + \sum_{i=1}^A \left[\sum_{j=1}^n x_{ij}^2 \right]}{\text{عدد مستويات المتغير } A}$$

سابعا : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في جميع التطبيقات وقسمته على عدد التطبيقات (عدد مستويات A × عدد مستويات B) .

$$\frac{\sum_{i=1}^A \left[\sum_{j=1}^n x_{ij}^2 \right] + \sum_{j=1}^B \left[\sum_{i=1}^n x_{ij}^2 \right] + \dots}{\text{عدد مستويات } A \times \text{عدد مستويات } B}$$

ثامنا : حساب مربع مجموع درجات المفحوصين في جميع التطبيقات وقسمته على
عدد مستويات A × عدد مستويات B × عدد أفراد العينة .

$$= \frac{[م.س]^2}{عدد مستويات A \times عدد مستويات B \times ن}$$

والآن في التصميم العاملى بخصوص تحليل التباين ثنائى الاتجاه للعينات غير
المستقلة (المترابطة) علينا حساب سبعة أنواع من مجموع المربعات لكل منها
درجات حرية وتباين كما يلى :

١ - مجموع المربعات بين أفراد العينة (المفحوصين Subjects)

= الخطوة سابعاً - الخطوة ثامناً

٢ - درجات الحرية بين أفراد العينة = ن - ١

$$٣ - \frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}} = \text{التباين بين أفراد العينة}$$

٤ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول A

= الخطوة ثالثاً - الخطوة ثامناً

٥ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

$$= \text{عدد مستويات المتغير المستقل A} - ١$$

$$٦ - \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}} = \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول}$$

٧ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل B

= الخطوة رابعاً - الخطوة ثامناً

٨ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثانى = عدد مستويات B - ١

$$٩ - \frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٨)}} = \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى}$$

١٠- مجموع المربعات الخاصة بتفاعل $A \times B$

= الخطوة ثانيا - الخطوة ثالثا - الخطوة رابعا + الخطوة ثامنا

١١- درجات حرية تفاعل $A \times B$

= (عدد مستويات $A - 1$) \times (عدد مستويات $B - 1$)

١٢- تباين تفاعل $A \times B$ = $\frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١١)}}$

١٣- مجموع المربعات لتفاعل A مع الأفراد (Subjects) $A \times R$

= الخطوة خامسا - الخطوة ثالثا - الخطوة سابعا + الخطوة ثامنا

١٤- درجات حرية تفاعل $A \times R$ = (عدد مستويات $A - 1$) \times ($N - 1$) .

١٥- تباين تفاعل $A \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$

١٦- مجموع المربعات لتفاعل B مع R (الأفراد)

= الخطوة سادسا - الخطوة رابعا - الخطوة سابعا + الخطوة ثامنا

١٧- درجات حرية تفاعل $B \times R$ = (عدد مستويات $B - 1$) \times ($N - 1$)

١٨- تباين تفاعل $B \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٦)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

١٩- مجموع مربعات تفاعل $A \times B \times R$

= الخطوة أولا - الخطوة ثانيا - الخطوة خامسا - الخطوة سادسا

- الخطوة ثامنا + الخطوة ثالثا + الخطوة رابعا + الخطوة سابعا

٢٠- درجات حرية تفاعل $A \times B \times R$

= (عدد تقسيمات $A - 1$) \times (عدد تقسيمات $B - 1$) \times ($N - 1$)

٢١- تباين تفاعل $A \times B \times R$ = $\frac{\text{الخطوة (١٩)}}{\text{الخطوة (٢٠)}}$

٢٢- المجموع الكلي للمربعات = الخطوة أولا - الخطوة ثامنا

٢٣- درجات حرية المجموع الكلى

$$= \left[(\text{عدد تقسيمات } A) \times (\text{عدد تقسيمات } B) \times N \right] - 1$$

وعلينا بعد ذلك أن نحسب فقط ثلاث قيم L ، F ، R كل منها له طريقة خاصة كما يلي :

$$F_1 = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٥)}} = \text{للمتغير المستقل الأول}$$

$$= \frac{\text{تباين مستويات المتغير المستقل } A}{\text{تباين تفاعل } A \times R}$$

بدرجات حرية الخطوة (٥) ، الخطوة (١٤) .

$$F_2 = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٨)}} = \text{للمتغير المستقل الثانى}$$

$$= \frac{\text{تباين مستويات المتغير المستقل } B}{\text{تباين تفاعل } B \times R}$$

بدرجات حرية الخطوة (٨) ، والخطوة (١٧) .

$$F_3 = \frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (٢١)}} = \text{للتفاعل } (A \times B)$$

$$= \frac{\text{تباين تفاعل } A \times B}{\text{تباين تفاعل } A \times R \times B}$$

بدرجات حرية الخطوة (١١) ، والخطوة (٢٠) .

مثال : فيما يلى درجات حالة القلق لدى مجموعة مكونة من ستة أشخاص عندما تم

تعريضهم لمتغيرين الأول الحرارة (منخفضة - متوسطة - مرتفعة) والثانى

موسيقى (صاخبة - هادئة) والمطلوب :

١ - الكشف عن التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الأول (الحرارة) على حالة

القلق .

٢ - الكشف عن التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني (الموسيقى) على حالة القلق.

٣ - هل لتفاعل الحرارة والموسيقى أثر على حالة القلق ؟

موسيقى صاخبة ٤ ، ٦ ، ١ ، ٢ ، ٥ ، ١] حرارة منخفضة
موسيقى هادئة ١ ، ٣ ، ٣ ، ١ ، ٥ ، ٢	
موسيقى صاخبة ٥ ، ٨ ، ٦ ، ١٠ ، ١٠ ، ٧] حرارة متوسطة
موسيقى هادئة ٤ ، ٦ ، ٥ ، ٤ ، ٦ ، ٨	
موسيقى صاخبة ٧ ، ١٠ ، ١٢ ، ٥ ، ١٠ ، ٨] حرارة مرتفعة
موسيقى هادئة ٢ ، ٦ ، ٤ ، ٧ ، ٥ ، ٧	

الحل :

(الحرارة)

المتغير المستقل	منخفضة أ _١	متوسطة أ _٢	مرتفعة أ _٣	
صاخبة ب _١	٤ س ١٦١	٥ س ١٣٢	٧ س ١٢٢	مجموع الدرجات في ب _١ مج س ب _١ = ١١٧
	٦	٨	١٠	
	١	٦	٥	
	٢	١٠	١٢	
	٥	١٠	١٠	
	١	٧	٨	
	مج س ب _١ = ١٩	مج س ب _١ = ٤٦	مج س ب _١ = ٥٢	
هادئة ب _٢	١ س ٢١١	٤ س ٢٣١	٢ س ٢٢١	مجموع الدرجات في ب _٢ مج س ب _٢ = ٧٩
	٢	٦	٦	
	٢	٥	٤	
	١	٤	٧	
	٥	٦	٥	
	٢	٨	٧	
	مج س ب _٢ = ١٥	مج س ب _٢ = ٢٣	مج س ب _٢ = ٢١	
مجموع الدرجات في أ _١	مجموع الدرجات في أ _٢	مجموع الدرجات في أ _٣	مج س = ١٩٦	
مج س ب _١ = ٢٤	مج س ب _٢ = ٧٩	مج س ب _٢ = ٨٣		

مجموع درجات المفحوص في جميع التطبيقات	مجموع درجات المفحوص في ب ٢	مجموع درجات المفحوص في ب ١	مجموع درجات المفحوص في أ ٣	مجموع درجات المفحوص في أ ٢	مجموع درجات المفحوص في أ ١
مج س ١ ب = ٢٣	مج س ١ ب ٢ = ٧	مج س ١ ب ١ = ١٦	مج س ١ ب ٣ = ٩	مج س ١ ب ٢ = ٩	مج س ١ ب ١ = ٥
مج س ٢ ب = ٢٩	مج س ٢ ب ٢ = ١٥	مج س ٢ ب ١ = ٢٤	مج س ٢ ب ٣ = ١٦	مج س ٢ ب ٢ = ١٤	مج س ٢ ب ١ = ٩
مج س ٣ ب = ٢٤	مج س ٣ ب ٢ = ١٢	مج س ٣ ب ١ = ١٢	مج س ٣ ب ٣ = ٩	مج س ٣ ب ٢ = ١١	مج س ٣ ب ١ = ٤
مج س ٤ ب = ٣٦	مج س ٤ ب ٢ = ١٢	مج س ٤ ب ١ = ٢٤	مج س ٤ ب ٣ = ١٩	مج س ٤ ب ٢ = ١٤	مج س ٤ ب ١ = ٣
مج س ٥ ب = ٤١	مج س ٥ ب ٢ = ١٦	مج س ٥ ب ١ = ٢٥	مج س ٥ ب ٣ = ١٥	مج س ٥ ب ٢ = ١٦	مج س ٥ ب ١ = ١٠
مج س ٦ ب = ٢٢	مج س ٦ ب ٢ = ١٧	مج س ٦ ب ١ = ١٦	مج س ٦ ب ٣ = ١٥	مج س ٦ ب ٢ = ١٥	مج س ٦ ب ١ = ٢
المجموع ١٩٦					
مج س					

ثم علينا توفير ما يلي :

أولاً : حساب مجموع مربعات الدرجات

$$\begin{aligned}
 &= [٤]^2 + [٦]^2 + \dots + [١]^2 \\
 &+ [٥]^2 + [٨]^2 + \dots + [٧]^2 \\
 &+ [٧]^2 + [١٠]^2 + \dots + [٨]^2 \\
 &+ [١]^2 + [٣]^2 + \dots + [٢]^2 \\
 &+ [٤]^2 + [٦]^2 + \dots + [٨]^2 \\
 &+ [٢]^2 + [٦]^2 + \dots + [٧]^2 \\
 &= ١٣٦٠
 \end{aligned}$$

ثانياً : حساب المجموع لمربعات حاصل جمع الدرجات في كل خلية من الخلايا الست

وقسمته على عدد أفراد العينة ن

$$\frac{{}^2[31] + {}^2[33] + {}^2[15] + {}^2[52] + {}^2[46] + {}^2[19]}{6} =$$

$$1242,67 =$$

ثالثاً : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل A وقسمته على (عدد مستويات B × ن) .

$$\frac{{}^2[83] + {}^2[79] + {}^2[34]}{6 \times 2} =$$

$$1190,50 =$$

رابعاً : حساب المجموع لمربعات مجاميع الدرجات لمستويات المتغير المستقل B وقسمته على (عدد مستويات A × ن) .

$$\frac{{}^2[79] + {}^2[117]}{6 \times 3} =$$

$$1107,22 =$$

خامساً : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل A وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل B .

$$\frac{{}^2[15] + \dots + {}^2[9] + {}^2[15] + \dots + {}^2[9] + {}^2[3] + \dots + {}^2[5]}{2} =$$

$$1272 =$$

سادساً : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل B وقسمته على عدد المستويات للمتغير المستقل A .

$$\frac{{}^2[17] + \dots + {}^2[15] + {}^2[7] + {}^2[16] + \dots + {}^2[24] + {}^2[16]}{3} =$$

$$1180 =$$

سابعاً : حساب المجموع لمربعات مجموع درجات كل مفحوص في جميع التطبيقات وقسمته على عدد التطبيقات (عدد مستويات A × عدد مستويات B) .

$$\frac{{}^2[23] + {}^2[39] + {}^2[24] + \dots + {}^2[33]}{2 \times 3} =$$

$$= 1115,33$$

ثامناً : حساب مربع مجموع درجات المفحوصين في جميع التطبيقات وقسمته على عدد مستويات B × A عدد أفراد العينة .

$$\frac{{}^2(196)}{6 \times 2 \times 3} =$$

$$= 1067,11$$

والآن لإجراء التصميم العامل 2×3 علينا حساب سبعة أنواع من مجموع المربعات لكل منها درجات حرية وتباين كما يلي :

١ - مجموع المربعات بين أفراد العينة .

$$= \text{سابعاً} - \text{ثامناً}$$

$$= 1067,11 - 1115,33$$

$$= 48,22$$

٢ - درجات الحرية بين أفراد العينة = ن - ١

$$= 6 - 1$$

$$= 5$$

$$\frac{48,22}{5} =$$

$$= 9,64$$

٣ - التباين بين أفراد العينة

٤ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول (درجات الحرارة)

= ثلثا - ثامنا

$$= 1190,50 - 1067,11$$

$$= 123,39$$

٥ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول = ٣ - ١

$$= 2$$

٦ - التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{123,39}{2}$

$$= 61,70$$

٧ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثاني (الموسيقى)

= رابعا - ثامنا

$$= 1107,22 - 1067,11$$

$$= 40,11$$

٨ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثاني = ٢ - ١

$$= 1$$

٩ - التباين بين مستويات المتغير المستقل الثاني = $\frac{40,11}{1}$

$$= 40,11$$

١٠ - مجموع المربعات الخاصة بتفاعل A x B

= ثانيا - ثالثا - رابعا + ثامنا

$$= 1242,67 - 1190,50 - 1107,22 + 1067,11$$

$$= 12,06$$

١١- درجات حرية التفاعل $A \times B$

$$= (\text{عدد مستويات } A - 1) \times (\text{عدد مستويات } B - 1)$$

$$= 1 \times 2 =$$

$$2 =$$

١٢- تباين تفاعل $A \times B = 6,03$

١٣- مجموع المربعات لتفاعل $A \times R$

$$= \text{خامسا} - \text{ثالثا} - \text{سابعاً} + \text{ثامناً}$$

$$= 1272 - 1190,50 - 1115,33 + 1067,11 =$$

$$= 33,28$$

١٤- درجات حرية تفاعل $A \times R = (\text{عدد مستويات } A - 1) \times (\text{ن} - 1)$

$$= 5 \times 2 =$$

$$= 10$$

$$15- \text{تباين تفاعل } A \times B = \frac{33,28}{10}$$

$$= 3,33$$

١٦- مجموع المربعات لتفاعل $B \times R$

$$= \text{سادساً} - \text{رابعاً} - \text{سابعاً} + \text{ثامناً}$$

$$= 1180 - 1107,22 - 1115,33 + 1067,11 =$$

$$= 24,56$$

١٧- درجات حرية التفاعل $B \times R = (\text{عدد مستويات } B - 1) \times (\text{ن} - 1)$

$$= 5 \times 1 =$$

$$= 5$$

$$18 - \text{تباين تفاعل } B \times R = \frac{24,06}{5}$$

$$= 4,81$$

$$19 - \text{مجموع مربعات تفاعل } A \times B \times R$$

$$= \text{أولا} - \text{ثانيا} - \text{خامسا} - \text{سادسا} - \text{ثامنا} + \text{ثالثا} + \text{رابعا} + \text{سابعاً}$$

$$= 1360 - 1242,67 - 1272 - 1180,00 - 1067,11$$

$$+ 1190,50 + 1107,22 + 1110,23$$

$$= 11,27$$

$$20 - \text{درجات حرية تفاعل } A \times B \times R$$

$$= 5 \times 1 \times 2$$

$$= 10$$

$$21 - \text{تباين تفاعل } A \times B \times R = \frac{11,27}{10}$$

$$= 1,13$$

$$22 - \text{المجموع الكلي للمربعات} = \text{أولا} - \text{ثامنا}$$

$$= 1360 - 1067,11$$

$$= 292,89$$

$$23 - \text{درجات حرية المجموع الكلي} =$$

$$= [(\text{عدد تقسيمات } A) \times (\text{عدد تقسيمات } B) \times \text{ن}] - 1$$

$$= 1 - 6 \times 2 \times 3$$

$$= 1 - 36$$

$$= 35$$

وعلينا بعد ذلك أن نحسب ثلاث قيم فقط لـ د ، ف ،

$$F_1 \text{ (تأثير درجات الحرارة) } = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$$

$$\frac{61,70}{3,33} =$$

$$18,53 =$$

وعند درجات حرية ٢ ، ١٠ نجد القيمة السابقة دالة عند مستوى ٠,٠١ .

$$\text{نحسب } F_2 \text{ (تأثير الموسيقى) } = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٨)}}$$

$$\frac{40,11}{4,91} =$$

$$8,17 =$$

. وعند درجات حرية ١ ، ٥ نجد أن القيمة السابقة دالة فقط عند مستوى ٠,٠٥ .

ونحسب F_3 (تأثير التفاعل بين درجات الحرارة والموسيقى)

$$\frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (٢١)}} =$$

$$\frac{6,03}{1,13} =$$

$$5,34 =$$

وعند درجات حرية ٢ ، ١٠ نجد أن القيمة السابقة دالة فقط عند مستوى ٠,٠٥ .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في جدول كما يلي :

مستوى الدالة	قيمة «ف»	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
		٩,٦٤	٥	٤٨,٢٢	بين المفحوصين (R)
,٠١	١٨,٥٢	٦١,٧٠	٢	١٢٣,٢٩	بين مستويات الحرارة (A)
,٠٥	٨,١٧	٤٠,١١	١	٤٠,١١	بين مستويات الموسيقى (B)
,٠٥	٥,٢٤	٦,٠٣	٢	١٢,٠٦	تفاعل A × B
		٢,٢٢	١٠	٢٢,٢٨	تفاعل A × R
		٤,٩١	٥	٢٤,٥٦	تفاعل B × R
		١,١٣	١٠	١١,٢٧	تفاعل A × R × B
			٢٥	٢٩٢,٨٩	الكل

ويلاحظ أن هناك تأثيراً رئيسياً للمتغير المستقل الأول وهو درجات الحرارة أعلنت

عنه الفروق الدالة عند مستوى ٠,٠١ ،

كما أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٥ ، تشير إلى وجود تأثير

رئيسي للمتغير المستقل الثاني وهو نوع الموسيقى .

كما أن هناك تفاعلاً بين درجات الحرارة ، ونوع الموسيقى له أثر على حالة

القلق في هذه المجموعة من البحث .

ويفسر التفاعل بنفس الطريقة التي كنا نفسر بها عند تناولنا لتصميم العامل

للمجموعات المستقلة فيما سبق .

وتأتي النتائج لتحليل التباين من هذا النوع كما هي بالشكل القادم لبيانات أحد البحوث ، وذلك عند الاعتماد لى حزمة البرامج Spss-X.

*** ANALYSIS OF VARIANCE ***					
PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE					
by REGION REGION OF INTERVIEW					
SEX					
RACE					
Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig. of F
Main Effects	6700.371	10	670.037	4.007	.000
REGION	3569.855	8	446.232	2.669	.007
SEX	2.727	1	2.727	.016	.898
RACE	2476.838	1	2476.838	14.813	.000
2-Way Interactions	4473.061	17	263.121	1.574	.068
REGION SEX	1365.014	8	170.627	1.020	.420
REGION RACE	2785.131	8	348.141	2.082	.036
SEX RACE	366.033	1	366.033	2.189	.140
3-Way Interactions	1535.267	6	255.878	1.530	.167
REGION SEX RACE	1535.267	6	255.878	1.530	.167
Explained	12708.698	33	385.112	2.303	.000
Residual	70729.394	423	167.209		
Total	83438.092	456	182.978		

500 cases were processed.
43 cases (8.6 pct) were missing.

الفصل الثامن

التصميم المختلط

التصميم المختلط : Mixed Design

أو

التصميم ثنائي الاتجاه مع تكرار القياس على أحد العاملين

Two - Factor Experiments With Repeated Measurements on one Factor

مقدمة :

نفرض أن باحثاً في حاجة إلى تصميم تجريبي يتضمن أربع أساليب للتعلم تحت تأثير مستويين مختلفين من الضوضاء . فإن الأمر يتطلب مجموعتين في كل منها ، من الأفراد ، ويتم اختبار المجموعة الأولى أربع مرات (أربع محاولات للتعلم) وذلك تحت تأثير المستوى الأول من الضوضاء (أصوات عالية) ، وكذلك يتم اختبار المجموعة الثانية أربع مرات (أربع محاولات للتعلم) وذلك تحت تأثير المستوى الثاني من الضوضاء (أصوات خافتة) .

ويسمى أحياناً هذا النوع من التصميم بالتصميم المختلط Mixed Design ، وفيه يكون أحد العاملين عشوائياً (الضوضاء) ويتكرر القياس على العامل الآخر (أساليب التعلم) ، ويقصد بذلك أن كل مفحوص Subject يقع في مستوى واحد فقط من مستويات الضوضاء ، بينما هذا الفرد أو المفحوص يقع في جميع أساليب التعلم . ويكون هدف الباحث في تصميمه هذا هو مثلاً معرفة التأثير على عدد الكلمات المحفوظة من لغة أجنبية أو استرجاع الكلمات بعد فترة ، فيحسب له عدد الكلمات التي أمكن استرجاعها بعد فترة .

طريقة التحليل :

وتعتمد فكرة هذا التصميم على شيئين هما حساب مجموع المربعات بين الأفراد وحساب مجموع المربعات داخل الأفراد . وينشطر كل منهما إلى أجزاء :

(أ) مجموع المربعات بين الأفراد Between Subjects وتكون أجزاؤه هي مجموع المربعات بين الصفوف (R) ومجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) .

(ب) مجموع المربعات داخل الأفراد Within Subjects وتكون أجزاؤه مجموع المربعات للأعمدة (C) مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود (C × R) ومجموع المربعات ومجموع المربعات الخاصة بتفاعل العمود والأفراد داخل

مجموعات الصفوف ($C \times S/R$) وحتى نتوصل للتأثير المطلوب على المتغير التابع وليكن عدد الكلمات المسترجعة بعد فترة علينا أن نحسب بعض القيم قبل أن نستخدم التصميم ، وعلى فرض أن البيانات جاءت على النحو الموضح بالجدول التالي :

أساليب التعلم						المتغير المستقل	
الأفراد	أ	ب	ج	د	المجموع		
١	س١١١	س٢١١	س٣١١	س٤١١	مج س١١ض	أصوات عالية	الضوضاء
٢	س١١٢	س٢١٢	س٣١٢	س٤١٢	مج س١٢ض		
٣	س١١٣	س٢١٣	س٣١٣	س٤١٣	مج س١٣ض		
	مج س١١	مج س٢١	مج س٣١	مج س٤١	مج س١		
١	س١٢١	س٢٢١	س٣٢١	س٤٢١	مج س٢١ض	أصوات خافتة	
٢	س١٢٢	س٢٢٢	س٣٢٢	س٤٢٢	مج س٢٢ض		
٣	س١٢٣	س٢٢٣	س٣٢٣	س٤٢٣	مج س٢٣ض		
المجموع	مج س١٣	مج س٢٣	مج س٣٣	مج س٤٣	مج س٣		
المجموع	مج أ	مج ب	مج ج	مج د	مج س		

ويلاحظ في الجدول أن المجموعة الأولى وقعت أمام الأصوات العالية وهي مكونة من ثلاثة مفحوصين وتكرر معهم استخدام أساليب التعلم وحصل كل فرد على درجة (س١١١ ، س٢١١ ، ...) في كل أسلوب من الأساليب الأربعة ، وحسبنا مجموع درجات كل فرد أفقياً في الأساليب الأربع مج س١١ ، مج س٢١ ، وكذلك حسبنا مجموع درجات الأفراد الثلاثة في كل أسلوب على حدة .

ويلاحظ في الجدول أيضاً أن المجموعة الثانية وقعت أمام الأصوات الخافتة وهي مكونة أيضاً من ثلاثة مفحوصين وتكرر معهم استخدام أساليب التعلم وحصل كل فرد على درجة (س١٢١ ، س٢٢١ ، س٣٢١ ، ...) في كل أسلوب من الأساليب الأربعة ، وحسبنا مجموع درجات كل فرد أفقياً في الأساليب الأربع (مج س٢١ ض ،

مج س ٢٢ من ٠٠ ، وكذلك حسبنا مجموع درجات الأفراد الثلاثة في كل أسلوب على حدة .

وبلاحظ أيضا أننا حسبنا مجموع درجات المجموعتين معا في كل أسلوب من أساليب التعلم ورمزنا للناتج بالرمز مج أ ، مج ب ، وعند جمع المجاميع التي حسبت في أسفل خلايا الجدول أو في أقصى الجهة اليسرى من الجدول نجدها متساوية ونرمز لها بالرمز (مج س) وعلينا توفير الحسابات التالية :

$$\text{أولاً: } \frac{1}{\text{عدد مستويات المتغير الأول } C} \left[(\text{مج س } ١١ \text{ ص } ٢) + (\text{مج س } ١٢ \text{ ص } ٢) + \dots + (\text{مج س } ٢٣ \text{ ص } ٢) \right]$$

$$\text{ثانياً: } \frac{1}{\text{عدد الأفراد في كل عينة ن } \times \text{ عدد مستويات } C} \left[(\text{مج س } ١) + (\text{مج س } ٢) \right]$$

$$\text{ثالثاً: } \frac{1}{\text{عدد الأفراد في كل عينة ن } \times \text{ عدد مستويات المتغير الثاني } R} \left[(\text{مج أ}) + (\text{مج ب}) \right]$$

$$+ (\text{مج ج}) + (\text{مج د}) +$$

$$\text{رابعاً: } \frac{1}{\text{عدد الأفراد في كل عينة ن}} \left[(\text{مج س } ١١) + (\text{مج س } ١٢) + (\text{مج س } ٢١) + \dots + (\text{مج س } ٢٣) \right]$$

خامساً : نحسب مجموع مربعات درجات الأفراد في جميع مواقع الجدول

$$\begin{aligned} &= (\text{س } ١١١) + (\text{س } ٢١١) + (\text{س } ٢١١) + (\text{س } ٢١١) + \dots + (\text{س } ٤١٢) + (\text{س } ١٢١) \\ &+ (\text{س } ٢٢١) + \dots + (\text{س } ٢٢٢) \end{aligned}$$

سادسا : احسب القيمة

$$(مج س)^2$$

عدد الأفراد في كل عينة ن × عدد مستويات C × عدد مستويات R

والآن نبدأ المعالجات الإحصائية لحساب التباين

١ - مجموع المربعات بين الأفراد Between Subjects

= الخطوة أولا - الخطوة سادسا .

٢ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثاني R

= الخطوة ثانيا - الخطوة سادسا .

٣ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثاني R

= عدد المستويات للمتغير الثاني - ١ .

٤ - التباين بين مستويات المتغير المستقل الثاني (الضوضاء) = $\frac{\text{الخطوة (٢)}}{\text{الخطوة (٣)}}$

٥ - مجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) = الخطوة أولا - الخطوة ثانيا .

٦ - درجات الحرية داخل مجموعات الأفراد

= عدد مستويات المتغير المستقل الثاني × (ن - ١) .

٧ - تباين S/R = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

٨ - مجموع المربعات داخل الأفراد Within Subjects

= الخطوة خامسا - الخطوة أولا .

٩ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول أو الأعمدة (أساليب التعلم)

= الخطوة ثالثا - الخطوة سادسا .

١٠ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول - ١ .

$$١١- \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول (بين الأعمدة)} = \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٠)}}$$

$$١٢- \text{مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود (R \times C)}$$

$$= \text{الخطوة رابعا} - \text{الخطوة ثانيا} - \text{الخطوة ثالثا} + \text{الخطوة سادسا} .$$

$$١٣- \text{درجات حرية تفاعل R \times C} = (\text{عدد مستويات المتغير المستقل الأول} - ١) \times (\text{عدد مستويات المتغير المستقل الثاني} - ١) .$$

$$١٤- \text{تباين تفاعل R \times C} = \frac{\text{الخطوة (١٢)}}{\text{الخطوة (١٣)}}$$

$$١٥- \text{مجموع مربعات تفاعل العمود والأفراد داخل مجموعات الصفوف (C \times S/R)}$$

$$= \text{الخطوة خامسا} - \text{الخطوة أولا} - \text{الخطوة رابعا} + \text{الخطوة ثانيا} .$$

$$١٦- \text{درجات حرية تفاعل C \times S/R}$$

$$= \text{عدد مستويات المتغير المستقل الثاني R} \times (\text{ن} - ١) \times (\text{عدد مستويات المتغير المستقل الأول C} - ١) .$$

$$١٧- \text{تباين تفاعل C \times S/R} = \frac{\text{الخطوة (١٥)}}{\text{الخطوة (١٦)}}$$

$$١٨- \text{مجموع المربعات الكلى} = \text{خامسا} - \text{سادسا} .$$

$$١٩- \text{درجات حرية مجموع المربعات الكلى}$$

$$= \text{مجموع درجات الحرية السابقة جميعها} .$$

$$٢٠- \text{وللكشف عن التأثيرات فإننا سوف نحسب ثلاث قيم لـ F ، فـ ، كل منها يحسب بطريقة مختلفة} .$$

$$\text{فـ لتأثيرات الصف (المتغير المستقل الثانى أو الضوضاء)} = \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٧)}}$$

$$\text{بدرجات حرية الخطوة (٣) والخطوة (٦)}$$

ف_٢ لتأثيرات العمود (المتغير المستقل الأول أو أساليب التعلم) = $\frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

بدرجات حرية الخطوة (١٠) والخطوة (١٦)

ف_٣ لتأثيرات تفاعل الصف والعمود = $\frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}}$

بدرجات حرية الخطوة (١٣) والخطوة (١٦)

مثال : أراد باحث أن يكشف عن أثر متغيرين على قوة قبضة اليد (بوحدات معيارية معدلة) فإذا كان المتغير المستقل الأول هو دواء منشط له خمس مستويات (جرعة منخفضة جدا - جرعة منخفضة - جرعة متوسطة - جرعة عالية - جرعة عالية جدا) والمتغير المستقل الثانى هو الطقس (ط) وله مستويان (حار - بارد) .

والجدول التالى يوضح البيانات التى تم جمعها .

الأفراد	المنشـط					المجموع
	أ	ب	ج	د	هـ	
١	٢	٧	٦	٧	٩	مج س ^{١١} ط = ٣١
٢	٤	٣	٧	١٢	١٤	مج س ^{١٢} ط = ٤٠
٣	٧	٦	٤	١٢	١٠	مج س ^{١٣} ط = ٣٩
٤	١	٣	٢	٦	٦	مج س ^{١٤} ط = ١٩
المجموع	مج س ^{١١} = ١٤	مج س ^{١٢} = ١٩	مج س ^{١٣} = ٢٠	مج س ^{١٤} = ٣٧	مج س ^{١٥} = ٣٩	مج س ^١ = ١٢٩
١	٤	٤	٧	٩	١	مج س ^{٢١} ط = ٢٥
٢	١٠	١٢	١٢	١٢	١٦	مج س ^{٢٢} ط = ٦٢
٣	٨	٧	٨	١٢	١٠	مج س ^{٢٣} ط = ٤٥
٤	٥	٧	٦	٧	٨	مج س ^{٢٤} ط = ٢٣
المجموع	مج س ^{٢١} = ٢٧	مج س ^{٢٢} = ٣٠	مج س ^{٢٣} = ٣٣	مج س ^{٢٤} = ٤٠	مج س ^{٢٥} = ٣٥	مج س ^٢ = ١٦٥
المجموع	مج أ = ٤١	مج ب = ٤٩	مج ج = ٥٣	مج د = ٧٧	مج هـ = ٧٤	مج س = ٢٩٤

فى الجدول السابق تم استيفاء المجاميع المطلوبة للتسهيل .

الحل : عدد مستويات المتغير الأول (المنشط C) = ٥

عدد أفراد كل عينة ن = ٤

عدد مستويات المتغير الثانى (الطقس R) = ٢

وعلىنا توفير الحسابات التالية :

أولاً : $\frac{1}{\text{عدد مستويات } C} \left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right]$

$$\left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right] \frac{1}{5} =$$

$$2405,20 =$$

ثانياً : $\frac{1}{n \times \text{مستويات } C} \left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right]$

$$\left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right] \frac{1}{5 \times 4} =$$

$$2193,30 =$$

ثالثاً : $\frac{1}{n \times \text{مستويات } R} \left[\sum_{i=1}^R \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right]$

$$\left[\sum_{i=1}^R \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right] \frac{1}{2 \times 4} =$$

$$2287,00 =$$

رابعاً : $\frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right]$

$$\left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right] \frac{1}{4} =$$

$$2347,50 =$$

خامساً : نحسب مجموع مربعات درجات الأفراد في جميع مواقع الجدول

$$\left[\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 \right] =$$

$$\sum_{i=1}^C \left(\text{مجموع } s_i \text{ من } s_i \right)^2 =$$

$$2664,00 =$$

سادسا : نحسب القيمة $\frac{(مجس)^2}{ن \times مستويات C \times مستويات R}$

$$\frac{(294)^2}{5 \times 2 \times 4} =$$

$$2160,90 =$$

والآن نبدأ الاجراءات لحساب التباين

١ - مجموع المربعات بين الأفراد = أولا - سادسا

$$2160,90 - 2405,20 =$$

$$224,30 =$$

٢ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثاني R = ثانيا - سادسا

$$2160,90 - 2193,30 =$$

$$32,40 =$$

٣ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثاني R = عدد مستويات R - ١

$$1 - 2 =$$

$$1 =$$

٤ - التباين بين مستويات المتغير المستقل الثاني $= \frac{32,40}{1} = 32,40$

٥ - مجموع المربعات داخل مجموعات الأفراد (S/R) = أولا - ثانيا

$$2193,30 - 2405,20 =$$

$$221,90 =$$

٦ - درجات الحرية داخل مجموعات الأفراد = عدد مستويات R (ن - ١)

$$2 - (1 - 4) =$$

$$6 =$$

$$7 - \text{تباين } S/R = \frac{211,90}{6}$$

$$= 35,32$$

٨ - مجموع المربعات داخل الأفراد = خامسا - أولا

$$= 2664,00 - 2405,20$$

$$= 258,80$$

٩ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول (الأعمدة)

$$= \text{ثالثا} - \text{سادسا}$$

$$= 2287,00 - 2160,90$$

$$= 126,10$$

١٠ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول = عدد مستويات C - ١

$$= 5 - 1$$

$$= 4$$

$$11 - \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول} = \frac{126,10}{4}$$

$$= 31,53$$

١٢ - مجموع المربعات الخاصة بتفاعل الصف والعمود (R x C)

$$= \text{رابعا} - \text{ثانيا} - \text{ثالثا} + \text{سادسا}$$

$$= 2347,50 - 2193,30 - 2287,00 + 2160,90$$

$$= 28,10$$

١٣ - درجات حرية تفاعل R x C

$$= \text{عدد مستويات } (1 - C) \times \text{عدد مستويات } (1 - R)$$

$$= (1 - 2) \times (1 - 5)$$

$$= 1 \times 4 = 4$$

$$١٤ - \text{تباين تفاعل } R \times C = \frac{٢٨,١٠}{٤}$$

$$= ٧,٠٣$$

١٥ - مجموع مربعات تفاعل العمود والأفراد داخل مجموعات الصفوف ($C \times S/R$)

$$= \text{خامسا} - \text{أولا} - \text{رابعا} + \text{ثانيا}$$

$$= ٢٦٦٤,٠٠ - ٢٤٠٥,٢٠ - ٢٣٤٧,٥٠ + ٢١٩٣,٣٠$$

$$= ١٠٤,٦٠$$

١٦ - درجات حرية تفاعل $C \times S/R$

$$= \text{عدد مستويات } R \times (١ - \text{ن}) \times (\text{عدد مستويات } C - ١)$$

$$= ٢ \times (١ - ٤) \times (١ - ٥)$$

$$= ٢ \times ٣ \times ٤$$

$$= ٢٤$$

$$١٧ - \text{تباين تفاعل } C \times S/R = \frac{١٠٤,٦٠}{٢٤}$$

$$= ٤,٣٦$$

١٨ - مجموع المربعات الكلى = خامسا - سادسا

$$= ٢٦٦٤,٠٠ - ٢١٦٠,٩٠$$

$$= ٣٠٣,١٠$$

١٩ - درجات حرية مجموع المربعات الكلى = جميع درجات الحرية السابقة

$$= ١ + ٦ + ٤ + ٤ + ٢٤$$

$$= ٣٩$$

٢٠ - للكشف عن التأثيرات

$$\begin{aligned} \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٧)}} &= \text{تأثير مستويات الطقس ف}_1 \\ \frac{32,40}{30,32} &= \\ &= 92, \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ١ ، ٦ نجد أن ف_١ غير دالة

وبالتالى لا يوجد اختلاف فى قوة قبضة اليد باختلاف حالة الطقس .

$$\begin{aligned} \frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (١٧)}} &= \text{تأثير مستويات المنشط ف}_2 \\ \frac{31,53}{4,36} &= \\ &= 7,23 \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ٤ ، ٢٤ نجد أن فيه ف_٢ دالة إحصائيا عند مستوى ٠,٠١ .

وبالتالى توجد فروق بين قوة قبضة اليد باختلاف مستويات المنشط

$$\begin{aligned} \frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}} &= \text{تأثيرات تفاعل الصف والعمود ف}_3 \\ \frac{7,03}{4,36} &= \\ &= 1,61 \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ٤ ، ٢٤ نجد أن ف_٣ غير دالة إحصائيا ، وبالتالى لا يوجد

تأثير للتفاعل .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في جدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
بين الأفراد	٢٤٤,٣٠				
بين مستويات الطقس	٢٢,٤٠	١	٢٢,٤٠	٩٢	غير دال
S / R	٢١١,٩٠	٦	٣٥,٣٢		
داخل الأفراد	٢٥٨,٨٠				
بين مستويات المنشط	١٢٦,١٠	٤	٣١,٥٢	٧,٩٣	٠,١
R x C	٢٨,١٠	٤	٧,٠٣	١,٦١	غير دال
C x S / R	١٠٤,٦٠	٢٤	٤,٣٦		
الكل	٥٠٣,١٠	٣٩			

الفصل التاسع

التصميم التام التعشية

والتصميم الكامل العشوائية

التصميم النام التعشبية Complete Randomized Design

مقدمة :

عرضنا فيما سبق أسلوب تحليل التباين ثنائي الاتجاه ، ويلاحظ أنه كان يتوفر في كل خلية من خلايا التصنيف أكثر من فرد أو نقصد أكثر من مشاهدة أو ما يطلق عليه مشاهدات متكررة Repeated Observation . ولكن نفرض أن كل خلية من خلايا التصنيف اشتملت على فرد واحد أو مشاهدة واحدة أى درجة واحدة فقط داخل كل خلية .

مثال ذلك حينما يكون لدينا متغيران أحدهما الحالة الاقتصادية للطالب (مرتفعة - متوسطة - منخفضة) والثانى التخصص (علمى - أدبى) وبالتالى نكون أمام تصميم على النمط 2×3 وعلى اعتبار أن المتغير التابع هو الثقة بالنفس .

وإذا جاءت المستويات الخاصة بكل من المتغيرين شاملة ، أى مأخوذة جميعها فى الاعتبار دون استثناء مستوى . ففى مثالنا السابق أخذنا ثلاثة مستويات للحالة الاقتصادية ولم نسقط منها مستوى ، وفى تخصصات المرحلة الثانوية العامة (الصف الثالث الثانوى) أخذنا التخصصين المعمول بهما فى نظام التعليم الحالى . إننا لم نختار من بين مستويات المتغير المستقل الأول عشوائيا مستويين اقتصاديين تم الاكتفاء بهما (مرتفع - منخفض) فقط بل أخذنا المستويات الثلاثة بلا استثناء . وعلى اشتراط توفر درجة واحدة فى الثقة بالنفس تخص طالب واحد فى كل خلية من خلايا التصنيف ، أى يصبح لدينا ٦ درجات فقط ومع اشتراط تجانس الوحدات داخل الخلايا (تجانس الطلاب) بمعنى أن يكون الطلاب الذين يقعون تحت تأثير أى معالجة مشابهة للطلاب الذى يقع تحت تأثير أى معالجة أخرى ، وعند توفر ذلك يمكننا استخدام التصميم التام التعشبية .

وهذا التصميم معد على أساس أن استخدامه يستلزم أن يكون الجدول المشتمل على ٦ خلايا مثلا فى مثالنا السابق متجانساً تماماً ، وهذا الفرض من الصعب تحقيقه عمليا وخاصة إذا كان عدد الأفراد كبيرا ، وهذا ما يجعل تفضيل استخدام هذا التصميم فى تجارب المعامل وربما مع حيوانات التجارب أو مع المفردات التى يضمن التجانس بينها أو تكون بالفعل متجانسة . فإذا لم تكن المفردات متجانسة تماماً فإن الفرق بين

الأفراد يدخل ضمن الخطأ التجريبي ويقال من كفاءة التصميم .

طريقة التحليل :

ويسير التصميم التام التعشبية على النحو التالى :

نفرض أننا صنفنا البيانات طبقا للجدول التالى :

	الأول (الحالة الاقتصادية)			المتغير المستقل	
	منخفضة	متوسطة	مرتفعة	علمي	الثاني
المجموع د	س _٣	س _٢	س _١	علمي	الثاني
المجموع هـ	س _٦	س _٥	س _٤	أدبي	التخصص
	المجموع ج	المجموع ب	المجموع أ		

يلاحظ أن س_١ ، س_٢ ، س_٣ ، هي درجات المفحوصين ، كما يلاحظ أن درجة كل مفحوص قد وضعت فى خلية .

وسوف نحاول فيما يلى التوصل إلى أربعة مصادر للتباين هي :

أولا : التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول .

ثانيا : التباين بين مستويات المتغير المستقل الثانى .

ثالثا : تباين الباقي . ومعنى الباقي يشير إلى البيانات التى تستخدم لإيجاد قيمة تقريبية للتباين مستقلة عن تأثير كل من المتغيرين المستقلين .

وللتوصل إلى ما سبق نسير كما يلى :

١ - احسب مجاميع الأعمدة وهى أ ، ب ، ج على الترتيب .

٢ - احسب مجاميع الصفوف وهى د ، هـ على الترتيب .

٣ - احسب المجموع الكلى للدرجات س_١ + س_٢ + س_٣ + س_٤ + س_٥ + س_٦ +

وارمز للنتائج بالرمز مج س .

٤ - حدد عدد أفراد العينة الكلية ، ن ، وحدد كذلك عدد الأفراد لأى عمود ن_١ وعدد

الأفراد لأى صف ن_٢ .

٥ - احسب مجموع المربعات بين الأعمدة (للمتغير المستقل الأول وهو الحالة الاقتصادية) .

$$\frac{\sum (أ)^2}{n_1} + \frac{\sum (ب)^2}{n_2} + \frac{\sum (ج)^2}{n_3} - \frac{(\sum مج س)^2}{N}$$

٦ - احسب درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول
= عدد مستويات المتغير المستقل الأول - ١ .

٧ - احسب التباين بين الأعمدة (مستويات المتغير المستقل الأول) = $\frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٦)}}$

٨ - احسب مجموع المربعات بين الصفوف (للمتغير المستقل الثاني، وهو التخصص)

$$\frac{\sum (د)^2}{n_1} + \frac{\sum (هـ)^2}{n_2} - \frac{(\sum مج س)^2}{N}$$

٩ - احسب درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثاني
= عدد مستويات المتغير المستقل الثاني - ١ .

١٠ - احسب التباين بين الصفوف (مستويات المتغير المستقل الثاني) = $\frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٩)}}$

١١ - احسب مجموع المربعات الكلى

$$\sum (س_1)^2 + \sum (س_2)^2 + \sum (س_3)^2 + \dots + \frac{\sum (مج س)^2}{N}$$

١٢ - احسب درجات الحرية لمجموع المربعات الكلى = $N - 1$

١٣ - احسب مجموع مربعات الباقي

= مجموع المربعات الكلى - (مجموع المربعات للمتغير المستقل الأول

+ مجموع المربعات للمتغير المستقل الثاني)

$$= \text{الخطوة (١١)} - [\text{الخطوة (٥)} + \text{الخطوة (٨)}]$$

١٤ - احسب درجات حرية الباقي = $(N_1 + N_2) - N$

$$١٥- \text{احسب تباين الباقي} = \frac{\text{الخطوة (١٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}}$$

١٦- للكشف عن الفروق تبعاً لمستويات المتغير المستقل الأول

$$\text{احسب } F_1 = \frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$$

بدرجات حرية الخطوة (٦) ، الخطوة (١٤)

١٧- للكشف عن الفروق تبعاً لمستويات المتغير المستقل الثاني

$$\text{احسب } F_2 = \frac{\text{الخطوة (١٠)}}{\text{الخطوة (١٥)}}$$

بدرجات حرية الخطوة (٩) ، الخطوة (١٤)

مثال : فيما يلي عدد السنوات التي بعدها يصبح المقعد في المدرسة تالفاً ، وذلك مع اختلاف نوع المقعد واختلاف المرحلة التعليمية ، وعند أخذ عدد سنوات مقعد واحد في كل خلية من خلايا التصنيف .

	نوع المقعد				المتغير المستقل	
	الرابع	الثالث	الثاني	الأول		
المجموع هـ = ١٦	٤	٣	٤	٥	ابتدائي	المرحلة التعليمية
المجموع و = ١٣	٣	٣	٤	٣	إعدادي	
المجموع ز = ١٠	٢	٢	٢	٤	ثانوي	

المجموع المجموع المجموع المجموع

أ ١٢ ب ١٠ ج ٨ د ٩

هل هناك فرق له دلالة إحصائية في فترة التحمل بين أنواع المقاعد ؟

وهل هناك فرق له دلالة إحصائية في فترة التحمل بين المراحل التعليمية ؟

الحل : يلاحظ أن

١ - أ = ١٢ ، ب = ١٠ ، ج = ٨ ، د = ٩ وهي مجاميع الأعمدة .

٢ - هـ = ١٦ ، و = ١٣ ، ز = ١٠ وهي مجاميع الصفوف .

٣ - المجموع الكلي للدرجات مج س = ٣٩

٤ - عدد أفراد العينة الكلية ن = ١٢

عدد أفراد أى عمود ن = ٣

عدد أفراد أى صف ن = ٤

■ - مجموع المربعات بين أنواع المقاعد

$$\frac{2(39)}{12} - \frac{2(9)}{3} + \frac{2(8)}{3} + \frac{2(10)}{3} + \frac{2(12)}{3} =$$

$$129,67 - 126,75 =$$

$$2,92 =$$

٦ - درجات الحرية بين أنواع المقاعد = ١ - ٤ =

$$3 =$$

٧ - التباين بين أنواع المقاعد = $\frac{2,92}{3} =$

$$,97 =$$

٨ - مجموع المربعات بين المراحل التعليمية

$$\frac{2(39)}{12} - \frac{2(10)}{4} + \frac{2(13)}{4} + \frac{2(16)}{4} =$$

$$4,5 =$$

٩ - درجات الحرية بين المراحل التعليمية = ٣ - ١ =

$$2 =$$

١٠ - التباين بين المراحل التعليمية = $\frac{4,5}{2} =$

$$2,25 =$$

١١ - مجموع المربعات الكلى

$$.... + 2(4) + 2(5) =$$

$$\begin{aligned} & \dots + {}^2(4) + {}^2(3) + \\ & \frac{{}^2(139)}{12} - \dots + {}^2(2) + {}^2(4) + \\ & 126,75 - 137 = \\ & 10,25 = \end{aligned}$$

١٢- درجات حرية مجموع المربعات الكلى = ١٢ - ١ =

$$11 =$$

١٣- مجموع مربعات الباقي = الخطوة (١١) - [الخطوة (٥) + الخطوة (٨)]

$$[4,5 + 2,92] - 10,25 =$$

$$2,83 =$$

١٤- درجات حرية الباقي = ١٢ - (٣ + ٤) =

$$5 =$$

$$\frac{2,83}{5} = \text{١٥- تباين الباقي}$$

$$,57 =$$

$$\frac{,97}{,57} = \text{١٦- ف}_1 = 1,70 =$$

وعند درجات حرية ٣ ، ٥ نجد أن قيمة ف غير دالة إحصائيا .

$$\frac{2,25}{,57} = \text{١٧- ف}_2 = 3,95 =$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٥ نجد أن القيمة ف غير دالة إحصائيا .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
نوع المقعد	٢,٩٢	٣	,٩٧	١,٧٠	غير دال
المرحلة التعليمية	٤,٥٠	٢	٢,٢٥	٢,٩٥	غير دال
الباقى	٢,٨٣	٥	,٥٧		
الكلى	١٠,٢٥	١١			

ويتضح من الناتج السابق أنه لا يوجد اختلاف بين عدد سنوات التحمل باختلاف نوع المقعد أو المرحلة التعليمية .

التصميم الكامل العشوائية Randomized Block Design

كنا نستخدم التصميم التام التعشية حينما يكون لدينا تصنيف ثنائي ، وجاءت المستويات الخاصة بكل من المتغيرين المستقلين شاملة ، أى مأخوذة جميعها دون استثناء مستوى أو أكثر لأحد المتغيرين المستقلين أو كلاهما ، ولكن نفرض لسبب أو لآخر استبعاد عشوائيا مستوى أو أكثر من مستويات أحد المتغيرين المستقلين ، مثل استبعاد المرحلة الإعدادية فى المثال الذى عرضناه فى التصميم التام التعشية .. عند ذلك سوف يتوفر تصميم على النمط 2×4 وليس 3×4 كما كان وسوف يتوفر عدد سنوات لمقعد واحد فى كل خلية ونكون هنا أمام قطاعات كاملة العشوائية نستخدم معها نفس الأسلوب الإحصائى بخطواته فى التصميم التام التعشية والفرق هنا واضح أنه فرق فقط فى التسمية ، فبدلاً من قولنا : إننا أمام تصميم تام التعشية نقول فى حالتنا الآن : إننا أمام قطاع كامل العشوائية ، أو تصميم كامل العشوائية .

ويتفق Ferguson and Takane و Myers فى أن الغرض من التصميم الكامل العشوائية هو تخفيض Reduce حجم الخطأ المستخدم فى مقام نسبة «ف» الذى كان فى تصميم الأثر الثابت Fixed Model يعبر عنه بالتباين داخل المجموعات وبذلك الوسيلة أو الأسلوب الجديد (الحالى) . نزيد احتمالية أو يصح هناك أرجحية Likelihood للحصول على دلالة للفروق .

الفصل العاشر
تحليل التباين
بعوامل متشابكة

تحليل التباين للتجارب بعوامل متشابكة (هرمية)

Experiments With Nested Factors

مقدمة :

علمنا فيما سبق أنه إذا كان لدينا متغيران : الأول : طريقة التدريس (أسلوب أ ، أسلوب ب) . والثاني : مرحلة النمو (طفولة وسطى ح_١ ، طفولة متأخرة ح_٢) .

بحيث يتم استخدام طريقة التدريس الأولى أ مع أفراد في مرحلتى النمو وكذا نستخدم طريقة التدريس الثانية مع أفراد آخرين في نفس مرحلتى النمو ، ونحاول الكشف عن التحصيل الدراسى كمتغير تابع . فإننا نكون أمام تصميم عاملى على النمط ٢ × ٢ وكان شكل جدولته يمكن أن يكون على النحو التالى :

طريقة التدريس أ _١		طريقة التدريس أ _٢	
مرحلة ح _١	مرحلة ح _٢	مرحلة ح _١	مرحلة ح _٢

وكنا نقول : إن مرحلة النمو متشابكة تشابكاً تاماً مع طريقة التدريس . ولكن نفرض أن لدى الباحث فعلاً طريقتين للتدريس أ ، ب ، وسوف يستخدم طريقة التدريس الأولى أ مع أفراد من مرحلتى الطفولة (الوسطى ح_١ ، والمتأخرة ح_٢) أما طريقة التدريس الثانية ب فسوف يستخدمها مع أفراد مرحلة تالية وهى (المراهقة المبكرة ح_٣ ، والمراهقة الوسطى ح_٤) ويحاول أن يكشف عن التحصيل الدراسى كمتغير تابع . فى هذه الحالة نجد أن طريقة التدريس الأولى انصبت على مجموعتين من الأطفال بينما طريقة التدريس الثانية فلم تنصب على أطفال فى نفس المرحلتين بل على مجموعتين من المراهقين ، عند ذلك نقول : إننا لسنا أمام تصميم عاملى ٢ × ٢ كما كنا بل إننا أمام نوع آخر مختلف من التصميمات ، لأن مرحلة النمو

لم يبق تشابكها تاما مع المتغير التجريبي (طريقة التدريس) . ويقال لمتغير مرحلة النمو: إنه متغير متشابك Nested فقط ، وليس تام التشابك ونكون أمام تصميم يوضحه الجدول التالي :

طريقة التدريس A_1		طريقة التدريس A_2	
مرحلة H_1	مرحلة H_2	مرحلة H_1	مرحلة H_2

ويسمى التصميم التجريبي في هذه الحالة بالتصميم المتشابك Nested Design أو التصميم الهرمي Hierarchical Design .

ويمكن أن يأتي عرض الجدولين السابقين بطريقة أخرى كما يلي :

(في حالة التصميم بعامل متشابك)

طريقة التدريس		المتغير المستقل	
	H_2	H_1	مرحلة النمو
	H_1	H_2	

(في حالة التصميم العامل المعتمد)

طريقة التدريس		المتغير المستقل	
	A_1		
		H_2	مرحلة النمو
		H_1	

ويتضح من الشكل الموجود على اليمين الذي يمثل التصميم العشوائي الكامل أن طريقتي التدريس استخدمتا مع مرحلتى النمو (H_1 ، H_2) بينما في الشكل الأيسر الذي يوضح التصميم المتشابك أو الهرمي نجد استخدام طريقة التدريس الأولى مع مرحلتى النمو H_1 ، H_2 واستخدام طريقة التدريس الثانية مع مرحلتى نمو أخريين H_3 ، H_4 .

ولذلك فبينما كنا نجد تفاعل Intercation بين طريقة التدريس ومرحلة النمو في التصميم العامل المعتمد ، فإننا لن نجد ذلك التفاعل بين طريقة التدريس ومرحلة

النمو في التصميم المتشابك ؛ لأن طريقة التدريس لا تتقاطع Crossed مع مرحلة النمو، ويمنع وجود التشابك التام بين طريقة التدريس ومرحلة النمو ظهور التفاعل بين هذين المتغيرين ، وفي مثل هذه التصميمات نعتمد على مسلمة أن التفاعل إما صفر أو مهملاً . Interaction is Either o or Negligible

وفي التصميم المتشابك أو الهرمي السابق عرضه يكون المتغير المستقل أو العامل الأول هو طريقة التدريس ، والمتغير التابع هو التحصيل ، ونظراً لأن المجموعات المختلفة مستقلة عن بعضها البعض ، فإن المجموعات (الأفراد في كل مرحلة نمو) تعد عاملاً متشابكاً .

وتكون مصادر تباين درجات التحصيل هي العامل المستقل الأول (طريقة التدريس) والعامل المستقل الثاني الذي سميناه العامل المتشابك Nested Factor والتباين داخل المجموعات أو ما نسميه داخل الخلايا within Cells . وفي المثال الذي أوضحناه كنا أمام تأثير عشوائي للعامل المتشابك وليس تأثيراً ثابتاً Fixed أى أن المجموعات في كل طريقة من طرق التدريس تم انتقاؤها عشوائياً .

طريقة التحليل :

وللكشف عن تأثير طريقة التدريس على التحصيل وتأثير العامل المتشابك (مرحلة النمو) على التحصيل ، فإننا نسير في عدد من الخطوات مبتدئين برصد البيانات في جدول كالমوضح فيما بعد ، وعلى اعتبار وجود طريقتين للتدريس هي أ ، ب مع الاعتماد على ست مراحل للنمو هي :

ح_١ الطفولة الوسطى - ح_٢ الطفولة المتأخرة - ح_٣ المراهقة المبكرة

ح_٤ المراهقة الوسطى - ح_٥ المراهقة المتأخرة - ح_٦ الشباب

علينا رصد درجات التحصيل داخل خلايا الجدول :

طريقة التدريس	١		
مرحلة النمو	١ح	٢ح	٣ح
	١١١س ١١٢س ١١٣س ⋮ ١١٤س ١١٥س ١١٦س ١١٧س ١١٨س ١١٩س ١٢٠س	٢١١س ٢١٢س ٢١٣س ⋮ ٢١٤س ٢١٥س ٢١٦س ٢١٧س ٢١٨س ٢١٩س ٢٢٠س	٤٢١س ٤٢٢س ٤٢٣س ⋮ ٤٢٤س ٤٢٥س ٤٢٦س ٤٢٧س ٤٢٨س ٤٢٩س ٤٣٠س
	مج ١١س مج ١٢س مج ١٣س ⋮ مج ١٤س مج ١٥س مج ١٦س مج ١٧س مج ١٨س مج ١٩س مج ٢٠س	مج ٢١س مج ٢٢س مج ٢٣س ⋮ مج ٢٤س مج ٢٥س مج ٢٦س مج ٢٧س مج ٢٨س مج ٢٩س مج ٣٠س	مج ٤٢س مج ٤٣س مج ٤٤س ⋮ مج ٤٥س مج ٤٦س مج ٤٧س مج ٤٨س مج ٤٩س مج ٥٠س مج ٥١س

ونحسب مجموع درجات كل مجموعة من المجموعات وتكون على التوالى :

مج ١١س ، مج ١٢س ، مج ١٣س ، مج ١٤س ،
وكذلك نحسب المجموع الكلى لدرجات كل طريقة (جمع درجات جميع مجموعات) وتكون :

مج ١س ، للطريقة الأولى فى التدريس ،
مج ٢س ، للطريقة الثانية فى التدريس

وكذلك نحسب مجموع كل الدرجات فى جميع المجموعات بلا استثناء ونرمز للنتائج بالرمز مج س

وإذا كان عدد أفراد كل مجموعة (عدد الأفراد فى كل مرحلة نمو) هو ن
وعدد طرق التدريس هو عدد تقسيمات (مستويات) A

وعدد المجموعات (عدد مراحل النمو تحت أى مستوى من A) هو عدد تقسيمات (مستويات) B
نبدأ بحساب ما يلى :

$$\text{أولاً : } \frac{1}{n \times \text{عدد تقسيمات B}} \left[\sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) \right]$$

$$\text{ثانياً : } \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) + \dots + \sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) \right]$$

ثالثاً : نحسب مجموع مربعات درجات المفحوصين فى كل مواقع التصميم

$$\left[\sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) + \dots + \sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) + \dots + \sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right) \right]$$

$$\text{رابعاً : تحسب القيمة } \frac{\sum_{i=1}^B \left(\sum_{j=1}^A s_{ij}^2 \right)}{n \times \text{عدد تقسيمات A} \times \text{عدد تقسيمات B}}$$

تذكر أن عدد تقسيمات B هى عدد تقسيمات B تحت أى مستوى من مستويات

A

ولحساب التباين للعوامل فأننا :

١ - نحسب مجموع المربعات بخصوص المتغير المستقل A = أولاً - رابعاً

٢ - درجات الحرية بخصوص المتغير المستقل A = عدد مستويات A - ١

$$\text{٣ - تباين الدرجات نتيجة المتغير المستقل A} = \frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}}$$

٤ - نحسب مجموع المربعات بخصوص المتغير المتشابك B = ثانياً - أولاً

٥ - درجات الحرية بخصوص المتغير المتشابك

$$= \text{عدد تقسيمات A} \times (\text{عدد تقسيمات B} - 1)$$

$$\text{٦ - تباين الدرجات نتيجة المتغير المتشابك B} = \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$$

٧ - نحسب مجموع المربعات داخل المجموعات (داخل الخلايا) = ثالثاً - ثانياً

٨ - درجات الحرية داخل المجموعات

$$= \text{عدد تقسيمات } A \times \text{عدد تقسيمات } B \times (n - 1)$$

$$9 - \frac{\text{الخطوة (٧)}}{\text{الخطوة (٨)}} = \text{التباين داخل المجموعات}$$

$$10 - \text{مجموعة المربعات الكلي} = \text{ثالثاً} - \text{رابعاً}$$

$$11 - \text{درجات حرية مجموع المربعات الكلي} = \text{مجموع درجات الحرية السابقة} .$$

$$\text{خطوة (٢)} + \text{خطوة (٥)} + \text{خطوة (٨)}$$

$$12 - \text{وعلى حساب قيمتين لـ د ، ف ، لكل منهما طريقته}$$

$$\frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}} = \text{تأثير طريقة التدريس على التحصيل ف١}$$

$$\text{بدرجات حرية الخطوة (٢) ، الخطوة (٥)}$$

$$\frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٩)}} = \text{تأثير العامل المتشابك (مراحل النمو) ف١}$$

$$\text{بدرجات حرية الخطوة (٥) ، الخطوة (٦)}$$

مثال : في الجدول التالي درجات تحصيل ٦ مجموعات مختلفة ، عندما تمت دراستهم

باستخدام ثلاث طرق للتدريس ، طبقت كل طريقة على مجموعتين من

مرحلتين للعمر مختلفتين تحقق من صحة الفروض التالية :

١ لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في التحصيل باختلاف طريقة التدريس ،

٢ لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في التحصيل باختلاف مرحلة العمر ،

طريقة التدريس		الأولى أ		الثانية أ		الثالثة أ
مرحلة العمر	١١- أقل من	١٢- أقل من	١٢- أقل من	١٣- أقل من	١٤- أقل من	١٥- أقل من
	١٢ سنة	١٢ سنة	١٣ سنة	١٤ سنة	١٥ سنة	١٦ سنة
	٧	٥	٢١	٢٤	٢١	٢٤
	٩	٤	٢٣	٢١	٤٢	٢٩
	٦	١٦	١٤	١٤	١٤	٢٦
	٤	١٣	١٦	١٠	٤٢	١٣
	١١	١٤	١٠	١٩	١٨	٢٤
	١٢	١٠	١٠	١٨	٢١	٢٨
	_____	_____	_____	_____	_____	_____
	مج س ١١	مج س ٢١	مج س ٣٢	مج س ٤٣	مج س ٥٣	مج س ٦٣
	٤٩ =	٦٢ =	١٠٤ =	١١٦ =	٢١٠ =	١٦٤ =
	مج س ١ = ١١١		مج س ٢ = ٢٢٠		مج س ٣ = ٣٧٤	
	مج س = ٧٠٥					

بطبيعة الحال فسوف نعطي بيانات الجدول بدون قيم المجاميع التي أدرجت فيه حتى لا تكرر كتابة الجدول ثانية عند إجرائها .

ويلاحظ أن عدد أفراد كل مجموعة في مرحلة عمرية ن = ٦

عدد تقسيمات أو مستويات A = ٣

عدد تقسيمات أو مستويات B (تحت أى مستوى من مستويات A) = ٢

ونبدأ بتوفير الحسابات التالية :

$$\text{أولاً : } \frac{1}{\text{ن} \times \text{عدد تقسيمات B}} \left[\left(\text{مج س } ١ \right)^2 + \left(\text{مج س } ٢ \right)^2 + \left(\text{مج س } ٣ \right)^2 \right]$$

$$= \frac{1}{٢ \times ٦} \left[\left(١١١ \right)^2 + \left(٢٢٠ \right)^2 + \left(٣٧٤ \right)^2 \right]$$

$$= ١٦٧١٦,٤٢$$

$$\text{ثانياً : } \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^4 (\text{مجم س } i) \right]$$

$$+ \left[\sum_{i=5}^6 (\text{مجم س } i) + \right.$$

$$\left. \sum_{i=7}^8 (\text{مجم س } i) \right] \frac{1}{6} =$$

$$= 16918,83$$

ثالثاً : مجموع مربعات درجات المفحوصين في كل مواقع التصميم

$$= \left[\sum_{i=1}^6 (\text{مجم س } i) + \sum_{i=7}^8 (\text{مجم س } i) + \dots \right]$$

$$+ \left[\sum_{i=9}^{10} (\text{مجم س } i) + \dots + \sum_{i=11}^{12} (\text{مجم س } i) + \right.$$

$$= 19181,00$$

$$\text{رابعاً : تحسب القيمة } \frac{\sum (\text{مجم س})}{n \times \text{عدد تقسيمات A} \times \text{عدد تقسيمات B}}$$

$$= \frac{\sum (\text{مجم س})}{2 \times 3 \times 6}$$

$$= 13806,25$$

ثم علينا حساب التباين للعوامل كما يلي :

$$1 - \text{مجموع المربعات المتغير المستقل الأول} = \text{أولاً - رابعاً}$$

$$= 13806,25 - 16716,42$$

$$= 2910,17$$

$$2 - \text{درجات الحرية بخصوص المتغير المستقل الأول} = 3 - 1$$

$$= 2$$

$$٣ - \text{تباين الدرجات نتيجة المتغير المستقل الأول} = \frac{٢٩١٠,١٧}{٢}$$

$$= ١٤٥٥,٠٩$$

$$٤ - \text{مجموع المربعات بخصوص المتغير المتشابك} = \text{ثانيا} - \text{أولا}$$

$$= ١٦٩١٨,٨٣ - ١٦٧١٦,٤٢$$

$$= ٢٠٢,٤١$$

$$٥ - \text{درجات الحرية بخصوص المتغير المتشابك}$$

$$= \text{عدد تقسيمات } A \times (\text{عدد تقسيمات } B - ١)$$

$$= ٣ (١ - ٢)$$

$$= ٣$$

$$٦ - \text{تباين الدرجات بخصوص المتغير المتشابك} = \frac{٢٠٢,٤١}{٣} = ٦٧,٤٧$$

$$٧ - \text{مجموع المربعات داخل المجموعات} = \text{ثالثا} - \text{ثانيا}$$

$$= ١٦٩١٨,٨٣ - ١٩١٨١,٠٠$$

$$= ٢٢٦٢,١٧$$

$$٨ - \text{درجات الحرية داخل المجموعات} = ٣ \times ٢ (١ - ٦)$$

$$= ٥ \times ٦$$

$$= ٣٠$$

$$٩ - \text{التباين داخل المجموعات} = \frac{٢٢٦٢,١٧}{٣٠}$$

$$= ٧٥,٤١$$

$$١٠ - \text{مجموع المربعات الكلى} = \text{ثالثا} - \text{رابعا}$$

$$= ١٣٨٠٦,٢٥ - ١٩١٨١,٠٠$$

$$= ٥٣٧٤,٧٥$$

$$11 - \text{درجات حرية مجموع المربعات الكلى} = 30 + 3 + 2 = 35$$

١٢ - علينا حساب قيمة « ف » ،

$$F_1 = \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}} = \frac{1455,09}{67,47} = 21,57$$

وعند درجات حرية ٢ ، ٣ أى أن « ف » دالة عند مستوى ٠,١ ،

$$F_2 = \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (٩)}} = \frac{67,47}{75,41} = 0,89$$

وعند درجات حرية ٣ ، ٣٠ نجد أن قيمة « ف » غير دالة إحصائياً ، وعلينا أن

نلخص النتائج فى الجدول التالى :

مستوى الدلالة	قيمة «ف»	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
٠,١	٢١,٥٧	١٤٥٥,٠٩	٢	٢٩١٠,١٧	المتغير المستقل الأول (التأثير الرئيسى)
غير دالة	٠,٨٩	٦٧,٤٧	٣	٢٠٢,٤١	المتغير المتشابك
		٧٥,٤١	٣٠	٢٢٦٢,١٧	داخل المجموعات
			٣٥	٥٢٧٤,٧٥	الكلى

وبلاحظ تأثير المتغير التجريبي (طرق التدريس) حيث جاءت قيمة « ف » دالة إحصائياً عند مستوى ٠,١

إلا أن المتغير المتشابك ليس له تأثير على تحصيل الطلاب حيث أن قيمة ρ ،
اتضح أنها غير دالة إحصائياً .

وعلى أية حال فإن استخدام المتغير أو العامل المتشابك Nested يضع أيضاً في
إمكاننا إجراء التجربة جميعها في نفس الوقت أو في وقت واحد ، ورغم هذه الميزة
للتصميم المتشابك فإن ما تفتقده ظروف هذا التصميم هو عدم توفر التشابك التام الذي لا
يمكننا من حساب التفاعل .

ويمكن إدخال أكثر من متغير متشابك في نفس التجربة أو التصميم الواحد ،
وبالتالي نصل إلى تصميم متشابك من درجات أعلى .

مثال : فيما يلي بيانات خاصة بدافع الإنجاز لدى صغار السن :

بعد استخدام برنامجين مختلفين ، طبق كل برنامج من قبل اثنين مختلفين من
المتخصصين ، وذلك في ثمانية فصول لرياض الأطفال ، والمطلوب :

- ١ - التحقق من عدم وجود فروق في دافع الإنجاز باختلاف نوع البرنامج .
- ٢ - التحقق من عدم وجود فروق في دافع الإنجاز باختلاف المتخصصين ضمن
البرنامج الواحد .
- ٣ - التحقق من عدم وجود فروق في دافع الإنجاز باختلاف الفصول التي قدم فيها
المتخصص الواحد برنامجه .

البرنامج		الأول ١				الثاني ٢			
المتخصصون		ذكور تربويون		إناث تربويات		ذكور غير تربويين		إناث غير تربويات	
الفصول		ب ١		ب ٢		ب ٢		ب ١	
١٠ ص	٢٠ ص	٣ ص	٤ ص	٥ ص	٦ ص	٧ ص	٨ ص	٩ ص	١٠ ص
٩	١٠	٨	٩	٦	٥	٧	٦	٧	٦
٥	٦	١٠	٩	٥	٥	٥	٥	٥	٧
٨	١٠	٩	٨	٩	٤	٧	٤	٥	٥
٩	٩	١٠	٩	٤	٨	٤	٦	٦	٦
٩	١٠	١٠	٩	٥	٢	٧	٦	٦	٦
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
مجم ١١١ ص	مجم ٢١١ ص	مجم ٢٢١ ص	مجم ٤٢١ ص	مجم ٥٢٢ ص	مجم ٦٢٢ ص	مجم ٧٢٣ ص	مجم ٨٤٢ ص	مجم ٩٤٢ ص	مجم ١٠٤٢ ص
٤٠ =	٤٥ =	٤٧ =	٤٤ =	٢٩ =	٢٥ =	٣٠ =	٣٠ =	٣٠ =	٣٠ =
مجم ١١ ص = ٥٨	مجم ٢١ ص = ٩١	مجم ٣٢ ص = ٥٤	مجم ٤٢ ص = ٦٠	مجم ٥٢ ص = ١١٤	مجم ٦٢ ص = ١١٤	مجم ٧٢ ص = ١١٤	مجم ٨٢ ص = ١١٤	مجم ٩٢ ص = ١١٤	مجم ١٠٢ ص = ١١٤
مجم ١٧٦ = ١		مجم ١١٤ = ٢		مجم ٢٩٠ = ٣		مجم ٣٩٠ = ٤		مجم ٤٩٠ = ٥	

عدد الأفراد في كل فصل ن = ٥

عدد البرامج المستخدمة (عدد مستويات A) = ٢

عدد المتخصصين (تحت كل مستوى من مستويات A) أو (عدد مستويات B)

٢ =

عدد الفصول (تحت كل مستوى من مستويات B) أو (عدد مستويات C) = ٢

جميع أفراد المجموعات ن = ٤٠

$$١ - \text{مجموع المربعات بين البرامج} = \frac{٢(١٧٦)}{٤٠} + \frac{٢(١١٤)}{٢٠} - \frac{٢(٢٩٠)}{٤٠}$$

$$2102,50 - 2198,60 =$$

$$96,10 =$$

$$2 - \text{درجات حرية بين البرامج} = \text{عدد البرامج} - 1$$

$$1 =$$

$$3 - \text{التباين نتيجة تأثير البرامج} = \frac{96,10}{1}$$

$$96,10 =$$

$$2(\text{مج س } 1) \quad 2(\text{مج س } 21) \quad 2(\text{مج س } 11)$$

$$4 - \text{مجموع المربعات بين المتخصصين}$$

$$\left[\frac{2(\text{مج س } 1)}{4} - \frac{2(\text{مج س } 21)}{2} + \frac{2(\text{مج س } 11)}{2} \right] =$$

$$\left[\frac{2(\text{مج س } 2)}{4} - \frac{2(\text{مج س } 22)}{2} + \frac{2(\text{مج س } 12)}{2} \right] +$$

$$\left[\frac{2(176)}{20} - \frac{2(91)}{10} + \frac{2(85)}{10} \right] =$$

$$\left[\frac{2(114)}{20} - \frac{2(60)}{10} + \frac{2(54)}{10} \right] +$$

$$[649,8 - 651,60] + [1548,80 - 1550,60] =$$

$$1,80 + 1,80 =$$

$$3,60 =$$

$$5 - \text{درجات الحرية بين المتخصصين} = \text{عدد تقسيمات A} \times (\text{عدد تقسيمات B} - 1)$$

$$(1 - 2) 2 =$$

$$2 =$$

$$٦ - \text{التباين بين المتخصصين} = \frac{٣,٦٠}{٢}$$

$$= ١,٨٠$$

٧ - مجموع المربعات بين الفصول الدراسية

$$\left[\frac{٢(\text{مج س ١١})}{٢ ن} - \frac{٢(\text{مج س ٢١١})}{ن} + \frac{٢(\text{مج س ١١١})}{ن} \right] =$$

$$\left[\frac{٢(\text{مج س ٢١})}{٢ ن} - \frac{٢(\text{مج س ٤٢١})}{ن} + \frac{٢(\text{مج س ٣٢١})}{ن} \right] +$$

$$\left[\frac{٢(\text{مج س ٣٢})}{٢ ن} - \frac{٢(\text{مج س ١٣٢})}{ن} + \frac{٢(\text{مج س ٥٣٢})}{ن} \right] +$$

$$\left[\frac{٢(\text{مج س ٤٢})}{٢ ن} - \frac{٢(\text{مج س ٨٤٢})}{ن} + \frac{٢(\text{مج س ٧٤٢})}{ن} \right] +$$

$$\left[\frac{٢(٨٥)}{١٠} - \frac{٢(٤٥)}{٥} + \frac{٢(٤٠)}{٥} \right] =$$

$$\left[\frac{٢(٩١)}{١٠} - \frac{٢(٤٤)}{٥} + \frac{٢(٤٧)}{٥} \right] +$$

$$\left[\frac{٢(٥٤)}{١٠} - \frac{٢(٢٥)}{٥} + \frac{٢(٢٩)}{٥} \right] +$$

$$\left[\frac{٢(٦٠)}{١٠} - \frac{٢(٣٠)}{٥} + \frac{٢(٣٠)}{٥} \right] +$$

$$[٠] + [١,٦] + [٠,٩٠] + [٢,٥] =$$

$$= ٥,٠٠$$

٨ - درجات الحرية بين الفصول الدراسية

$$= (\text{عدد تقسيمات A} - 1) \times (\text{عدد تقسيمات B} - 1) \times (\text{ن} - 1)$$

$$= 1 \times 1 \times 4 = 4$$

$$9 - \text{التباين بين الصفوف} = \frac{0,00}{4}$$

$$= 1,25$$

١٠ - مجموع المربعات الكلى

$$= \left[\sum (x_{ij})^2 \right] - \frac{(\sum x_{ij})^2}{n}$$

$$= \frac{290}{40} - 2274,00$$

$$= 171,50$$

١١ - درجات حرية الكلى = مجموع درجات الحرية فى هذا التصميم جميعها

١٢ - مجموع المربعات داخل المجموعات

= مجموع المربعات الكلى

- (مجموع مربعات المتغير المستقل الأول)

- مجموع مربعات المتغير المتشابك B

- مجموع مربعات المتغير المتشابك C

$$= 171,50 - 96,10 - 3,60 - 0,00$$

$$= 71,80$$

١٣ - درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

$$= 40 - 8$$

$$= 32$$

$$١٤ - \text{التباين داخل المجموعات} = \frac{٦٦,٨٠}{٣٢}$$

$$= ٢,٠٩$$

١٥ - تحسب قيم ف، ف :

تأثير المتغير المستقل الأول A

$$ف_١ = \frac{\text{تباين المتغير المستقل الأول}}{\text{تباين المتغير المتشابك B}}$$

$$ف_١ = \frac{٩٦,١٠}{١,٨٠}$$

$$ف_١ = ٥٣,٣٩$$

عند درجات حرية ١، ٢ نجد أن ف_١ دالة عند مستوى ٠,٠١

تأثير المتخصصين (العامل المتشابك B)

$$ف_٢ = \frac{\text{تباين العامل (المتغير) المتشابك B}}{\text{تباين العامل (المتغير) المتشابك C}}$$

$$ف_٢ = \frac{١,٨٠}{١,٢٥}$$

$$ف_٢ = ١,٤٤$$

عند درجات حرية ٢، ٤ نجد أن ف_٢ غير دالة إحصائياً

تأثير الصفوف (العامل المتشابك C)

$$ف_٣ = \frac{\text{تباين العامل المتشابك C}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

$$ف_٣ = \frac{١,٢٥}{٢,٠٩}$$

$$ف_٣ = ٠,٦٠$$

عند درجات حرية ٤ ، ٣٢ نجد أن F غير دالة إحصائياً .

ونلخص الناتج السابقة في الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	قيمة «ف»	مستوى الدلالة
التغير A البرامج	٩٦,١٠	١	٩٦,١٠	٥٣,٣٩	٠,١
العامل المتشابك B	٣,٦٠	٢	١,٨٠	١,٤٤	غير دال
العامل المتشابك C	٥,٠٠	٤	١,٢٥	٠,٦٠	غير دال
داخل المجموعات (الخطأ)	٦٦,٨٠	٣٢	٢,٠٩		
الكلي	١٧١,٥٠	٣٩			

وبلاحظ من الجدول السابق أن :

قيمة F الخاصة بالبرامج دالة إحصائياً عند مستوى ٠,١ ، وهذا يعنى وجود

فرق بين البرنامجين في تنمية دافع الإنجاز .

أما قيم ، ف ، الباقية فهي غير دالة مما يشير إلى عدم وجود فروق جوهرية بمعنى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتخصصين ضمن البرنامج الواحد ، وكذلك عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الفصول الدراسية التي يقدم برنامجها المعلم الواحد .

ومما هو جدير بالإشارة إليه أن بعض التجارب ربما تصمم على أساس وجود عوامل متشابكة Nested متقاطعة Crossed معا ، ومثل هذه التجارب يطلق عليها متشابكة جزئياً Partially Nested أو هرمية جزئية Partially Hierarchical وكذلك فهناك بعض التجارب بعوامل متشابكة مع قياسات متكررة Repeated Measurements تناولها Winer (١٩٧١) وهي نادرة الاستخدام جداً في البحوث الإنسانية .

الفصل الحادي عشر
المربع اللاتيني
للتجارب العاملية

المربع اللاتيني للتجارب العاملية

Latin Square Design of A Factorial Experiments

مقدمة :

يشتمل المربع اللاتيني دائماً على ثلاثة عوامل أو متغيرات تجريبية لكل عامل منها نفس العدد من المستويات ، فإذا كانت العوامل هي (أ) (طريقة التدريس) ، (C) (مستوى الذكاء) ، (A) (نوع المدرسة) .

ولنفرض أن لكل عامل من العوامل الثلاث أربع مستويات فإننا نكون أمام مربع يحتوي على ١٦ خلية (٤ × ٤) تمثل تشابكات مستويات العامل الأول (K) مع مستويات العامل الثاني (C) مع مستويات العامل الثالث (A) وعلى اعتبار مستويات العامل الثالث هي أ ، ب ، ج ، د يكون المربع اللاتيني على النحو الموضح :

	C_3	C_2	C_1	
K_1	ب	أ	ج	
K_2	ج	ب	أ	
K_3	أ	ج	ب	

إن تعيين الرموز (أ ، ب ، ج) داخل خلايا المربع اللاتيني لا يحكمها أسلوب معين ، ونلجأ إلى وضعها عشوائياً داخل الخلايا ، والمهم أن يحافظ على توازن هذه الرموز في الأعمدة أو الصفوف بحيث لا يتكرر رمز ما في صف ، ولا يتكرر رمز ما في عمود .

إن تحليل البيانات التي تعطى داخل خلايا المربع اللاتيني على عينات حجم كل منها n ، يمكننا من تقدير قيمة التأثير الخاص بطريقة التدريس مثلاً عندما تكون التفاعلات المشتركة بين المتغيرات (العوامل) منعدمة أو تافهة Trivial أو ليس جديراً بالأهمية No Great Magnitude .

ويفترض لإعداد هذا التصميم والإقبال عليه أن يكون التفاعل مهملاً Negligible ولذلك لابد من الاعتماد على مسلمة أن يكون التفاعل معدوماً ، إذا كان التأثير الرئيسي لكل متغير سوف يتم معرفة دوره على حدة .

طريقة التحليل :

وفي حالة المربع اللاتيني على النمط 3×3 يكون لدينا تسع خلايا ، ويمكن تجزئة التباين العام إلى العناصر التالية .

التباين الخاص بتأثير العامل الأول (K) طريقة التدريس ، والتباين الخاص بتأثير العامل الثاني (C) (مستوى الذكاء) ، والتباين الخاص بتأثير العامل الثالث (A) (نوع المدرسة) ، والتباين الخاص بالباقي Residual ، والتباين داخل الخلايا Within Cells والذي نسميه تباين الخطأ .

وسوف نعرض فيما يلي مثالا يوضح أسلوب المعالجة

مثال : فيما يلي بيانات (درجات) تحصيل التلاميذ في موضوع جيولوجي عن طبقات الأرض ، وذلك في ضوء مستوى الذكاء (عادي - مرتفع - مرتفع جداً) وطريقة التدريس ونوع المدرس (أ - ب - ج) .

المجموع		مستوى الذكاء					
		مرتفع جداً		مرتفع		عادي	
		ب		أ		ج	
١١٩		٨	١	٢	الطريقة الأولى		
	المجموع	١٨	٥	٧			
	(٦٤)	١٢	٤	٨			
		٢٦	١٦	١٢			
١٩٨		ج	ب	أ	الطريقة الثانية	طريقة التدريس	
	المجموع	١٦	٤	١			
	(١٠٠)	١١	٨	٦			
		٤١	٢٦	٨			
٣٢١		أ	ج	ب	الطريقة الثالثة		
	المجموع	١٠	٧	١٠			
	(٩٩)	٣٦	٢٨	٢٤			
		٢٨	٤٦	٢٠			
		٢٥	٥١	٣٦			
مجموع ٦٣٨		٢٦٣	٢٢٧	١٤٨	المجموع		

هل يمكن القول بأن هناك تأثيراً على درجات التحصيل ناشئاً من كل من طرق التدريس ومستوى الذكاء ونوع المدرسة كل على حدة ؟
الحل : بطبيعة الحال ، فمن الممكن عدم ورود المجاميع بجدول البيانات ووقتاً يجب علينا حسابها .

ويلاحظ أن عدد أفراد كل خلية من خلايا المربع اللاتيني $n = 4$
وعدد مستويات كل عامل من العوامل الداخلة في التصميم $K = 3$
وجميع الأفراد في جميع خلايا التصميم $n = 36$
ثم نحسب :

١ - مجموع المربعات للعامل المستقل الأول (طريقة التدريس)

$$\begin{aligned} & \frac{\sum (\text{مج س})^2}{n} - \frac{\sum (321)^2}{K \times n} + \frac{\sum (198)^2}{K \times n} + \frac{\sum (119)^2}{K \times n} = \\ & \frac{\sum (638)^2}{36} - \frac{\sum (321)^2}{12} + \frac{\sum (198)^2}{12} + \frac{\sum (119)^2}{12} = \\ & 1727,06 = \end{aligned}$$

٢ - درجات الحرية بخصوص طرق التدريس = عدد الطرق - ١
 $2 =$

٣ - تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير طرق التدريس = $\frac{1727,06}{2}$
 $863,53 =$

٤ - مجموع المربعات للعامل المستقل الثاني (مستوى الذكاء)

$$\begin{aligned} & \frac{\sum (\text{مج س})^2}{n} - \frac{\sum (263)^2}{K \times n} + \frac{\sum (227)^2}{K \times n} + \frac{\sum (148)^2}{K \times n} = \\ & \frac{\sum (638)^2}{36} - \frac{\sum (263)^2}{12} + \frac{\sum (227)^2}{12} + \frac{\sum (148)^2}{12} = \\ & 576,72 = \end{aligned}$$

٥ - درجات الحرية بخصوص مستوى الذكاء = عدد المستويات - ١

$$= ٢$$

٦ - تباين درجات التحصيل بتأثير مستويات الذكاء = $\frac{٥٧٦,٧٢}{٢}$

$$= ٢٨٨,٣٦$$

٧ - مجموع المربعات للعامل المستقل الثالث (نوع المدرسة)

$$= \frac{(\text{مجموع أ من جميع الخلايا})^2}{K \times N} + \frac{(\text{مجموع ب من جميع الخلايا})^2}{K \times N}$$

$$+ \frac{(\text{مجموع ج من جميع الخلايا})^2}{K \times N} - \frac{(\text{مج س})^2}{N}$$

$$= \frac{[٩٠ + ٦٩ + ٦٤]^2}{٣ \times ٤} + \frac{[٩٩ + ٢٩ + ٢٦]^2}{٣ \times ٤}$$

$$+ \frac{[٦٣٨]^2}{٣٦} - \frac{[١٣٢ + ١٠٠ + ٢٩]^2}{٣ \times ٤}$$

$$= \frac{[٦٣٨]^2}{٣٦} - \frac{[٢٦١]^2}{١٢} + \frac{[٢٢٣]^2}{١٢} + \frac{[١٥٤]^2}{١٢}$$

$$= ٤٩٠,٣٩$$

٨ - درجات الحرية بخصوص العامل الثالث (نوع المدرسة)

= عدد أنواع المدارس - ١

$$= ٢$$

٩ - تباين درجات التحصيل بتأثير أنواع المدارس = $\frac{٤٩٠,٣٩}{٢}$

$$= ١٢٢,٦٠$$

١٠- مجموع المربعات الكلى

= مجموع مربعات درجات جميع الأفراد فى جميع خلايا المربع اللاتينى

$$\frac{\sum (\text{مجم س})^2}{n}$$

$$\frac{\sum (\text{مجم س})^2}{n} = \frac{2^2 + 7^2 + 8^2 + \dots + 28^2 + 20^2}{36} =$$

$$= 17590,00 - 11306,78$$

$$= 6283,22$$

١١- درجات حرية مجموع المربعات الكلى = جميع درجات الحرية فى التصميم

$$= 35$$

١٢- مجموع مربعات الباقي

$$= \left[\frac{2^2}{4} + \frac{7^2}{4} + \frac{8^2}{4} + \frac{29^2}{4} + \frac{29^2}{4} + \dots \right]$$

$$+ \frac{100^2}{4} + \frac{90^2}{4} + \frac{132^2}{4} + \frac{99^2}{4} + \frac{638^2}{36}$$

$$- [490,39 + 576,72 + 1727,06]$$

$$= 15136 - 11306,78 - 2794,17$$

$$= 1035,05$$

١٣- درجات حرية الباقي = $(2 - K)(1 - K)$

$$= (2 - 3)(1 - 3) =$$

$$2 =$$

$$14 - \text{تباين الباقي} = \frac{1035,05}{2} = 517,53$$

١٥- مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= \text{الكلي} - [\text{مجموع المربعات بخصوص العامل الأول}]$$

+ بخصوص العامل لثاني + مجموع المربعات بخصوص العامل لثالث + الباقي]

$$= 6283,22 - [1035,5 + 490,39 + 576,72 + 1727,06]$$

$$= 3829,87 - 6283,22$$

$$= 2453,55$$

١٦- درجات الحرية داخل المجموعات

= جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

$$= 36 - 9$$

$$= 27$$

$$17- \frac{2453,55}{27} = \text{التباين داخل المجموعات}$$

$$= 90,87$$

١٨- نحسب أربع قيم لـ F، :

$$\frac{\text{الخطوة (3)}}{\text{الخطوة (17)}} = \text{تأثير طرق التدريس ف}_1$$

$$= \frac{863,53}{90,87}$$

$$= 9,50$$

عند درجات حرية 2، 27 نجد أن F، دالة عند 0,01،

$$\frac{\text{الخطوة (6)}}{\text{الخطوة (17)}} = \text{تأثير مستويات الذكاء ف}_2$$

$$\frac{288,36}{90,87} =$$

$$3,17 =$$

وعند درجات حرية ٢، ٢٧ نجد أن القيمة المحسوبة F_{α} غير دالة

$$\frac{122,60}{90,87} =$$

$$1,35 =$$

وعند درجات حرية ٢، ٢٧ نجد أن القيمة المحسوبة F_{α} غير دالة

$$\frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (١٧)}} = F_{\alpha}$$

$$\frac{517,53}{90,87} =$$

$$5,70 =$$

وعند درجات حرية ٢، ٢٧ يتضح أن القيمة F_{α} دالة عند مستوى ٠,٠١،

ويمكن تلخيص النتائج في جدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة F_{α}	مستوى الدلالة
المتغير الأول	١٧٢٧,٠٦	٢	٨٦٣,٥٣	٩,٥٠	٠,٠١
المتغير الثاني	٥٧٦,٧٢	٢	٢٨٨,٣٦	٣,١٧	غير دال
المتغير الثالث	٤٩٠,٣٩	٢	٢٤٥,٢٠	٢,٦٩	غير دال
الباقى	١٠٣٥,٠٥	٢	٥١٧,٥٣	٥,٧٠	٠,٠١
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٤٥٣,٥٥	٢٧	٩٠,٨٧		
الكلى	٦٢٨٣,٢٢	٣٥			

ويلاحظ أن هناك تأثيراً لطرق التدريس على تحصيل الطلاب بينما لا يوجد تأثير لكل من مستوى الذكاء ونوع المدرسة . وظهور دلالة إحصائية للباقي Residual يشير إلى وجود تأثير للباقي وهذا يعفينا من تساؤل عند مدى ملائمة التصميم The Appropriateness of The Model كما يشير ذلك الأمر كل من Ferguson و Takane .

المربع اللاتيني في القياسات المتكررة

Latin Square with Repeated Measurements

على اعتبار تجربة تطلبت تكرار قياس المفحوصين في ظاهرة محددة أكثر من مرة ، وعلى فرض أن عدد المفحوصين هو ٤ واختبرنا كلًا منهم أربع مرات متتالية . فإذا كان هدف الباحث هو الكشف عن تأثير الثلاث عوامل المستقلة كل على حدة وهذه العوامل هي :

- ١ - ترتيب المعالجة (موقع تقديم أو أخذ الاختبار) ولنرمز له بالرمز (C) وفيه أربعة بدائل (الأول - الثاني - الثالث - الرابع)
- ٢ - المفحوصون وهم أربعة أيضا ولنرمز له بالرمز (S) ولأشخاصه الأربعة بالرموز (S_1 ، S_2 ، S_3 ، S_4) .
- ٣ - نوع الاختبار (أربعة أنواع) ولنرمز له بالرمز (A) بحيث يأتي لكل نوع اختبار رمز كما يلي :

أ = اختبار مقالي ، ب = اختبار تكملة ، ج = اختبار صواب وخطأ ،
د = اختبار مزاجية

ويصبح المربع اللاتيني على النمط ٤ × ٤ بالشكل التالي :

العامل المستقل الثاني
(موقع أخذ الاختبار) (C)

أولاً	ثانياً	ثالثاً	رابعاً	
ب	د	أ	ج	S_1
ج	أ	ب	د	S_2
أ	ج	د	ب	S_3
د	ب	ج	أ	S_4

العامل المستقل الأول
(المفحوصون)
(S)

فإذا اعتبرنا المطلوب هو تقدير التأثير الخاص على التحصيل باختلاف المفحوصين أي تأثير العامل المستقل الأول ، يجب أن يكون في الحساب أن قيم تفاعلات العوامل المستقلة منعدمة تقريباً . وهذا ما يؤكد عليه Myers و Ferguson أو صفر على وجه التحديد .

Zero Interaction Between the three factors Involved in the Experiment

وبطبيعة الحال فإن التفاعل داخل الأفراد في هذا التصميم غير وارد ، مما يجعلنا نأخذ الباقي (من طرح مجموع المربعات الخاصة بالعوامل الثلاثة من مجموع المربعات الكلي) معاملاً لتصحيح الخطأ ، وسوف نطلق عليه الباقي كما سبقت الإشارة Residual وذلك إذا كنا نهدف للكشف عن تأثير كل متغير مستقل من المتغيرات الثلاثة على تحصيل الطلاب .

وسوف نعرض فيما يلي مثالا يوضح أسلوب القناول .

مثال : الجدول التالي يشمل درجات تحصيل مجموعة من طالبات المرحلة الإعدادية وعددهن أربعة وذلك في مادة الجغرافيا ، عند أخذ ترتيب المعالجة (أخذ الاختبار) والمفحوصين ونوع الاختبار (أ ، ب ، ج ، د) كمتغيرات مستقلة بهدف الكشف عن تأثيرها في تجربة أجراها باحث .

المجموع	ترتيب أخذ الاختبار					
	أولاً	ثانياً	ثالثاً	رابعاً		
٥٠	ب	د	أ	ج	١٠	١٤
٤٩	ج	أ	ب	د	١٢	١٩
٥٨	أ	ج	د	ب	٦	١٢
٥٦	د	ب	ج	أ	٢٢	٩
مجس ٢١٣	٥٠	٥٢	٥٧	٥٤		
المجموع						

الحل : بطبيعة الحال فمن الممكن عدم ورود المجاميع بجدول البيانات السابق، وحينئذ يجب علينا حسابها .

ويلاحظ أن عدد مستويات كل عامل من العوامل الداخلة في التصميم $K = 4$ والآن نعرض للخطوات مع حساباتها .

١ - مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الأول (المفحوصون)

$$\frac{\sum (مجس)^2}{K} - \frac{\sum (٥٠)^2 + \sum (٥٦)^2 + \sum (٥٨)^2 + \sum (٤٩)^2}{4} =$$

$$\frac{(٢١٣)^2}{16} - ٢٨٥٠,٢٥ =$$

$$١٤,٦٩ =$$

٢ - درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الأول (المفحوصون) $K - ١ =$

$$٣ =$$

$$٣ - \text{تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل المستقل الأول} = \frac{١٤,٦٩}{٣}$$

$$٤,٩٠ =$$

٤ - مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الثاني (ترتيب أخذ الاختبار)

$$\frac{\sum (مج س)^2}{\sum (K)} - \frac{\sum (٥٤)^2 + \sum (٥٧)^2 + \sum (٥٢)^2 + \sum (٥٠)^2}{٤} =$$

$$٢٨٣٥,٥٦ - ٢٨٤٢,٢٥ =$$

$$٦,٦٩ =$$

٥ - درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الثاني (ترتيب أخذ الاختبار) $K - ١ =$

$$٣ =$$

$$٦ - \text{تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل المستقل الثاني} = \frac{٦,٦٩}{٣}$$

$$٢,٢٣ =$$

٧ - مجموع المربعات بخصوص العامل المستقل الثالث (نوع الاختبار)

$$\frac{\sum (مجموع أ من جميع الخلايا)^2}{K} \times \frac{\sum (مجموع ب من جميع الخلايا)^2}{K} =$$

$$+ \frac{\sum (مجموع ج من جميع الخلايا)^2}{K} + \frac{\sum (مجموع د من جميع الخلايا)^2}{K}$$

$$- \frac{\sum (مج س)^2}{\sum (K)}$$

$$= \frac{\sum (٢١٣)^2}{١٦} - \frac{\sum (٨٦)^2}{٤} + \frac{\sum (٥٩)^2}{٤} + \frac{\sum (٤١)^2}{٤} + \frac{\sum (٢٧)^2}{٤} =$$

$$٢٨٣٥,٥٦ - ٣٣٢١,٧٥ =$$

$$٤٨٦,١٩ =$$

٨ - درجات الحرية بخصوص العامل المستقل الثالث = $1 - K$

$$3 =$$

٩ - تباين درجات التحصيل نتيجة تأثير العامل الثالث = $\frac{486,19}{3}$

$$162,06 =$$

١٠ - مجموع المربعات الكلى

$$= \text{مجموع مربعات جميع القيم في خلايا المربع اللاتينى} - \frac{(\text{مجم س})^2}{(K)}$$

$$= \frac{(213)^2}{16} - (9)^2 + \dots + (12)^2 + (14)^2 + (21)^2 + (10)^2 =$$

$$= 2835,06 - 3367,00 =$$

$$= 531,44$$

١١ - درجات حرية مجموع المربعات الكلى = مجموع درجات الحرية في التصميم

$$15 =$$

١٢ - مجموع مربعات الباقي

$$= \text{الخطوة (١٠)} - \text{الخطوة (٧)} - \text{الخطوة (٤)} - \text{الخطوة (١)}$$

$$= 14,69 - 6,69 - 486,19 - 531,44 =$$

$$= 23,87$$

١٣ - درجات حرية الباقي = $(1 - K) \times (2 - K)$

$$3 \times 2 =$$

$$6 =$$

$$14 - \text{تباين الباقي} = \frac{23,87}{6} =$$

$$= 3,98$$

وكما أسلفنا فلا توجد مجموع مربعات داخل الخلايا، ومن ثم لا يوجد تباين داخل الخلايا (الخطأ) .

١٥- نحسب قيم «ف» :

$$\begin{aligned} \text{تأثير العامل المستقل الأول (المفحوصون) ف}_1 &= \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (١٤)}} \\ &= \frac{4,90}{3,98} \\ &= 1,23 \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ٦، ٣ نجد أن القيمة المحسوبة ف_١ غير دالة

$$\begin{aligned} \text{تأثير العامل المستقل الثاني (ترتيب أخذ الاختبار) ف}_2 &= \frac{\text{الخطوة (٦)}}{\text{الخطوة (١٤)}} \\ &= \frac{2,69}{3,98} \\ &= 0,67 \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ٦، ٣ نجد أن القيمة المحسوبة ف_٢ غير دالة

$$\begin{aligned} \text{تأثير العامل المستقل الثالث (نوع الاختبار) ف}_3 &= \frac{\text{الخطوة (٩)}}{\text{الخطوة (١٤)}} \\ &= \frac{162,06}{3,98} \\ &= 40,72 \end{aligned}$$

وعند درجات حرية ٦، ٣ نجد أن القيمة ف_٣ دالة عند مستوى ٠,٠١ .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي :

مستوى الدلالة	قيمة «ف»	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
غير دال	١,٢٣	٤,٩٠	٣	١٤,٦٩	المفحوصون
غير دال	,٥٦	٢,٢٣	٣	٦,٦٩	ترتيب أخذ الاختبار
,٠١	٤٠,٧٢	١٦٢,٠٦	٣	٤٨٦,١٩	نوع الاختبار
		٢,٩٨	٦	٢٣,٨٧	الباقى
			١٥	٥٢١,٤٤	الكلية

ومن الجدول السابق يتضح تأثير نوع الاختبار على تحصيل التلاميذ ، بينما لا تأثير لاختلاف المفحوصين ولا لترتيب أخذ الاختبار .

الفصل الثاني عشر
التصميم العام لى
ثلاثى الاتجاه

التصميم العاملي ثلاثي الاتجاه

أو

تحليل التباين ثلاثي الاتجاه

Three - Way Analysis of Variance

مقدمة :

علمنا فيما سبق أنه يمكن إيجاد الفروق بين ثلاث مجموعات من جنسيات مختلفة في متغير ما ، وليكن متغير العصابية ، وذلك باستخدام أسلوب تحليل التباين أحادي الاتجاه وتكون الجنسية متغيراً مستقلاً والعصابية متغيراً تابعاً ، وقلنا : إنه إذا أخذنا من كل جنسية ذكوراً وإناثاً بحيث يكون هدفنا الآن الكشف عن تأثير متغيرين مستقلين هما الجنس والجنسية على متغير تابع هو العصابية نكون أمام أسلوب لتحليل التباين ثنائي الاتجاه على النمط 2×2 ، وإذا تطور بنا الأمر إلى أخذ أطفال مراهقين من كل جنس يصبح لدينا الآن ثلاث متغيرات مستقلة هي الجنسية والجنس ومرحلة النمو ، ونود معرفة تأثيرها على المتغير التابع وهو العصابية ونكون أمام أسلوب لتحليل التباين ثلاثي الاتجاه . وفيه يتم تحليل البيانات الخاصة بالمتغير التابع وفق ثلاثة متغيرات مستقلة (الجنسية والجنس ومرحلة النمو) لكل واحد منها عدد من المستويات أو التصنيفات .

وفي حالتنا هذه أمامنا الآن ثلاث جنسيات وجنسين (ذكور وإناث) ومرحلتين للنمو (طفولة ومراهقة) ويكون تحليل التباين ثلاثي الاتجاه على النمط $2 \times 2 \times 3$ أي أن أمامنا الآن ١٢ مجموعة فرعية (أي عينات بحاصل ضرب عدد مستويات المتغيرات الثلاثة) ويكون معنا في مثل هذه الحالة الإجابة على الأسئلة التالية :

- ١ - هل تختلف العصابية باختلاف الجنسية ؟
- ٢ - هل تختلف العصابية باختلاف الجنس ؟
- ٣ - هل تختلف العصابية باختلاف مرحلة النمو ؟
- ٤ - هل لتفاعل الجنسية والجنس من أثر على العصابية ؟
- ٥ - هل لتفاعل الجنسية ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟
- ٦ - هل لتفاعل الجنس ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟

٧ - هل لتفاعل الجنسية والجنس ومرحلة النمو من أثر على العصابية ؟
 ويعطينا التصميم الإحصائي الخاص بتحليل التباين ثلاثي الاتجاه إجابة على جميع الأسئلة السابقة في آن واحد (دفعة واحدة) .
 وبطبيعة الحال يمكن أن يختلف عدد المستويات في أحد المتغيرات المستقلة فيصبح مثلاً ٤ للمتغير المستقل الأول وثلاثة للمتغير المستقل الثاني واثنان للمتغير المستقل الثالث ، ويكون التصميم على النمط $4 \times 3 \times 2$ ونكون بحاجة إلى ٢٤ مجموعة تجريبية أو عينة تجريبية .
 وفي العادة يتم تحديد العدد الكلي لأفراد التجربة بناء على ظروف الباحث وإمكاناته ، ويختار العدد من المجتمع الكلي بالطريقة العشوائية ، ويعدّها نقوم بتوزيع هذا العدد إلى عينات التجربة بالتساوي عشوائياً .
 فإذا كان التصميم الذي نحن بصدده على النمط $3 \times 2 \times 2$ فإننا نحتاج إلى ١٢ مجموعة تجريبية كما أسلفنا ، فإذا رأينا أن نحوى كل مجموعة على ٤٠ مفحوصاً مثلاً ، كان العدد الكلي المطلوب 12×40 أى ٤٨٠ مفحوصاً .
 فإذا كانت درجة المفحوص هي د فى المتغير التابع وليكن العصابية ، فيمكن التعبير عنها كما يلي :

$$د = \bar{س} + أ + ب + ج + أب + أج + ب ج + أب ج + خ$$

حيث $\bar{س}$: المتوسط العام للتأثير

- أ : تأثير العامل المستقل أ ، على العصابية .
- ب : تأثير العامل المستقل ب ، على العصابية .
- ج : تأثير العامل المستقل ج ، على العصابية .
- أ ب : تأثير تفاعل العاملين المستقلين أ ، ب على العصابية .
- أ ج : تأثير تفاعل العاملين المستقلين أ ، ج على العصابية .
- ب ج : تأثير تفاعل العاملين المستقلين ب ، ج على العصابية .
- أ ب ج : تأثير تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة أ ، ب ، ج على العصابية .
- خ : الخطأ التجريبي .

وعلى هذا فإن

$$د - س = \overline{أ + ب + ج + أ ب + أ ج + ب ج + أ ب ج + خ}$$

والتباين العام للمقادير د - س للمفحوصين يمكن تحليله إلى الأجزاء السبعة الأولى الموضحة في الطرف الأيسر من المعادلة السابقة أى يمكن تجزئته إلى سبع تباينات جزئية ، ويتم مقارنة هذه التباينات الجزئية بحد الخطأ Correct error term بمعنى اختبار دلالة تباين كل جزء من الأجزاء السبعة بقسمته على حد للخطأ نتخذه فى ضوء المعايير التى يوضحها الجدول الموجود بنهاية هذا المثال القادم .

ملاحظة (١) :

تباين التفاعل الذى يستخدم كحد للخطأ لا يشترط أن يصبح له دلالة إحصائية .

ملاحظة (٢) :

قيمة «ف» الناتجة إذا جاءت أقل من الواحد الصحيح ، فهذا يعنى أن بسطها أقل من مقامها ، ويمكن للباحث عدم حسابها أو إهمالها ، كما يمكن له حسابها ووضع النتيجة بين قوسين على سبيل التنبيه والفطنة لها .

طريقة التحليل :

وفيما يلى سوف نوضح كيفية سير التصميم العاملى لتحليل التباين ثلاثى الاتجاه من خلال حل المثال التالى :

مثال : من دراسة للكشف عن أثر كل من الجنس (ذكر - أنثى) والجنسية (يابانى - إنجليزى - أمريكى)

ومرحلة النمو (طفولة - مراهقة) على مفهوم الذات جاءت الدرجات كما

يوضحها الجدول التالى :

يلاحظ من الجدول السابق أن أحجام المجموعات متساوية كل منها = ٤ مفحوصين
 ففي المجموعة الأولى (الذكور اليابانيين الأطفال) $n_1 = ٤$
 وفي المجموعة الثانية (الذكور اليابانيين المراهقين) $n_2 = ٤$
 وهكذا

وحيثما كتبنا مج ذ ط فقد قصدنا مجموع درجات الذكور اليابانيين
 الأطفال.

وحيثما كتبنا مج ث م هـ فقد قصدنا مجموع درجات الإناث الأمريكيات
 المراهقات .

وهكذا

وحيثما كتبنا مج ذى فقد قصدنا مجموع درجات الذكور اليابانيين
 عموما.

وحيثما كتبنا ن ذى كذلك فقد قصدنا عدد الأفراد الذكور اليابانيين عموما .

حيثما كتبنا مج ث ج فقد قصدنا مجموع درجات الإناث الإنجليزيات
 عموما .

وحيثما كتبنا ن ذى فقد قصدنا عدد الأفراد الإناث الإنجليزيات عموما .

وحيثما كتبنا مج ذ فقد قصدنا مجموع درجات الذكور عموما .

وحيثما كتبنا ن ذى فقد قصدنا عدد الذكور عموما وهكذا

وحيثما كتبنا ن فقد قصدنا جميع أفراد التصميم بلا استثناء .

$$١ - \text{مجموع المربعات الكلى} = ٢(٤٠) + ٢(٢٠) + + ٢(١٠٠) + ٢(٤٠)$$

$$+ ٢(٧٠) + ... + ٢(٥٠) - \frac{٢(\text{مج س})}{ن}$$

$$= ٢٨٦٤٠٠,٠٠ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩$$

$$= ٣٩٠٦١,١١$$

٢ - درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= مجموع جميع درجات الحرية فى هذا التصميم (نتركها الآن للنهاية).

٣ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الأول

$$= \frac{(مج ذ)^2}{ن \times عدد مجموعات ذ} + \frac{(مج ث)^2}{ن \times عدد مجموعات ث} - \frac{(مج س)^2}{ن}$$

$$= \frac{(2000)^2}{9 \times 4} + \frac{(2220)^2}{9 \times 4} - \frac{(4220)^2}{72}$$

$$= 248011,11 - 247338,89$$

$$= 672,22$$

٤ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الأول

= عدد مستويات المتغير المستقل الأول - ١

$$= 1$$

٥ - التباين بين مستويات المتغير المستقل الأول = $\frac{672,22}{1}$

$$= 672,22$$

٦ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثانى

$$= \frac{[مج ذى + مج ثى]^2}{ن \times عدد مجموعات ي} + \frac{[مج ذج + مج ثج]^2}{ن \times عدد مجموعات ج}$$

$$+ \frac{[مج ذم + مج ثم]^2}{ن \times عدد مجموعات م} - \frac{(مج س)^2}{ن}$$

$$= \frac{[740 + 640]^2}{6 \times 4} + \frac{[800 + 690]^2}{6 \times 4} + \frac{[680 + 670]^2}{6 \times 4} - \frac{(4220)^2}{72}$$

$$247338,89 - 70937,00 + 92004,17 + 79350 = 452,78 =$$

٧ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثاني
= عدد مستويات المتغير المستقل الثاني - ١
٢ =

$$٨ - \frac{452,78}{2} = \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الثاني}$$

$$226,39 =$$

٩ - مجموع المربعات بين مستويات المتغير المستقل الثالث

$$\frac{[مج ذى ط + مج ذ ج ط + مج ذ م ط + + مج ث م ط]^2}{ن \times \text{عدد مجموعات ط}} + \frac{[مج ذى هـ + مج ذ ج هـ + + مج ث م هـ]^2}{ن \times \text{عدد مجموعات هـ}} + \frac{[مج ذى ش + مج ذ ج ش + ... + مج ث م ش]^2}{ن \times \text{عدد مجموعات ش}} - \frac{(مج س)^2}{ن}$$

$$= \frac{2(1440)}{6 \times 4} + \frac{2(930)}{6 \times 4} - \frac{2(1850)}{6 \times 4} - \frac{2(4220)}{72} =$$

$$247338,89 - 265041,67 = 17702,78 =$$

١٠ - درجات الحرية بين مستويات المتغير المستقل الثالث
= عدد مستويات المتغير المستقل الثالث - ١
٢ =

$$11 - \text{التباين بين مستويات المتغير المستقل الثالث} = \frac{17702,78}{2}$$

$$= 8851,39$$

ولإيجاد التفاعلات الثنائية بين العوامل نأخذ كل اثنين منها على حدة مع إغفال وجود العامل الثالث ، أى أننا نعتبر أن اثنين من العوامل موجودة وحدها فقط ، وفى حالة العاملين الأول (الجنس) والثانى (الجنسية) يمكن توضيح القيم التى سوف نستخدم بالجدول التالى وهى مشتقة من الجدول الأول فى هذه المسألة .

الجنس الجنسية	ذكور (ذ)	إناث (ث)
يابانى (ي)	مج ذ ي ٦٤٠ ن ذ ي = ١٢	مج ث ي ٧٤٠ ن ث ي = ١٢
إنجليزى (ج)	مج ذ ج ٦٩٠ ن ذ ج = ١٢	مج ث ج ٨٠٠ ن ث ج = ١٢
أمريكى (م)	مج ذ م ٦٧٠ ن ذ م = ١٢	مج ث م ٦٨٠ ن ث م = ١٢

١٢- مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والجنسية (العاملين الأول والثانى)

$$= \frac{[مج ذ ي]^2}{ن ذ ي} + \frac{[مج ذ ج]^2}{ن ذ ج} + \frac{[مج ذ م]^2}{ن ذ م} + \frac{[مج ث ي]^2}{ن ث ي} + \frac{[مج ث ج]^2}{ن ث ج} + \frac{[مج ث م]^2}{ن ث م} + \frac{[مج س]^2}{ن}$$

- الخطوة (٣) - الخطوة (٦)

$$\begin{aligned}
 &= \frac{^2(670)}{12} + \frac{^2(690)}{12} + \frac{^2(640)}{12} \\
 &+ \frac{^2(4220)}{72} - \frac{^2(680)}{12} + \frac{^2(800)}{12} + \frac{^2(740)}{12} \\
 &= 672,22 - 402,78 \\
 &= 248716,67 - 247338,89 - 672,22 + 402,78 \\
 &= 202,78
 \end{aligned}$$

١٣- درجات حرية تفاعل العاملين الأول والثاني

$$\begin{aligned}
 &= (\text{عدد تقسيمات العامل الأول} - 1) \times (\text{عدد تقسيمات العامل الثاني} - 1) \\
 &= 2 \times 1 \\
 &= 2
 \end{aligned}$$

$$14 - \text{تباين تفاعل العاملين الأول والثاني} = \frac{202,78}{2}$$

$$= 101,39$$

وعلينا أن نأخذ العاملين الأول والثالث مع إغفال وجود العامل الثاني ، ففي حالة العاملين الأول (الجنس) والثالث (مرحلة النمو) يمكن توضيح القيم التي سوف تستخدم بالجدول التالي وهي مشتقة من الجدول الأساسي الأول في هذه المسألة .

المرحلة \ الجنس	ذكور (ذ)	إناث (ث)
طفولة (ط)	مج ذ ط ٥٩٠ ن ذ ط = ١٢	مج ث ط ٨٥٠ ن ث ط = ١٢
مراهقة (هـ)	مج ذ هـ ٤٠٠ ن ذ هـ = ١٢	مج ث هـ ٥٢٠ ن ث هـ = ١٢
شباب (ش)	مج ذ ش ١٠١٠ ن ذ ش = ١٢	مج ث ش ٨٤٠ ن ث ش = ١٢

١٥- مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس ومرحلة النمو (الأول والثالث)

$$\begin{aligned}
 &= \frac{[مج ذ ط]^2}{ن ذ ط} + \frac{[مج ذ هـ]^2}{ن ذ هـ} + \frac{[مج ذ ش]^2}{ن ذ ش} \\
 &+ \frac{[مج ث ط]^2}{ن ث ط} + \frac{[مج ث هـ]^2}{ن ث هـ} + \frac{[مج ث ش]^2}{ن ث ش} - \frac{[مج س]^2}{ن} \\
 &- \text{الخطوة (٣)} - \text{الخطوة (٩)} \\
 &= \frac{[٥٩٠]^2}{١٢} + \frac{[٤٠٠]^2}{١٢} + \frac{[١٠١٠]^2}{١٢} \\
 &+ \frac{[٨٥٠]^2}{١٢} + \frac{[٥٢٠]^2}{١٢} + \frac{[٨٤٠]^2}{١٢} - \frac{[٤٢٢٠]^2}{٧٢} \\
 &= ٦٧٢,٢٢ - ١٧٧٠٢,٧٨
 \end{aligned}$$

$$17702,78 - 267,22 - 247338,89 - 269766,67 =$$

$$4052,78 =$$

١٦ - درجات حرية تفاعل العاملين الأول والثالث

$$= (\text{عدد تقسيمات العامل الأول} - 1) \times (\text{عدد تقسيمات الثالث} - 1)$$

$$2 \times 1 =$$

$$2 =$$

$$17 - \text{تباين تفاعل العاملين الأول والثالث} = \frac{4052,78}{2}$$

$$2026,39 =$$

وعلينا أن نأخذ العاملين الثاني والثالث مع إغفال وجود العامل الأول ، ففي حالة العاملين الثاني (الجنسية) والثالث (مرحلة النمو) يمكن توضيح القيم التي سوف تستخدم بالجدول التالي ، وهي مشتقة من الجدول الأساسي الأول في هذه المسألة

المرحلة / الجنسية	ياباني (ي)	إنجليزي (ج)	أمريكي (م)
طفولة (ط)	مج ي ط ٤٣٠ ن ي ط = ٨	مج ج ط ٤٩٠ ن ج ط = ٨	مج م ط ٥٢٠ ن م ط = ٨
مراهقة (هـ)	مج ي هـ ٣٢٠ ن ي هـ = ٨	مج ج هـ ٣١٠ ن ج هـ = ٨	مج م هـ ٣٠٠ ن م هـ = ٨
شباب (ش)	مج ي ش ٦٣٠ ن ي ش = ٨	مج ج ش ٦٩٠ ن ج ش = ٨	مج م ش ٥٢٠ ن م ش = ٨

١٨- مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنسية ومرحلة النمو (الثانى والثالث)

$$\begin{aligned}
 & \frac{[مجى ط]^2}{N_{ىط}} + \frac{[مجى هـ]^2}{N_{ىهـ}} + \frac{[مجى ش]^2}{N_{ىش}} \\
 & + \frac{[مج ج ط]^2}{N_{ج ط}} + \frac{[مج ج هـ]^2}{N_{ج هـ}} + \frac{[مج ج ش]^2}{N_{ج ش}} \\
 & + \frac{[مج م ط]^2}{N_{م ط}} + \frac{[مج م هـ]^2}{N_{م هـ}} + \frac{[مج م ش]^2}{N_{م ش}} - \frac{[مج س]^2}{N} \\
 & - \text{الخطوة (٦) - الخطوة (٩)} \\
 & = \frac{[٤٣٠]^2}{٨} + \frac{[٣٢٠]^2}{٨} + \frac{[٦٣٠]^2}{٨} + \frac{[٣٢٠]^2}{٨} + \frac{[٦٩٠]^2}{٨} \\
 & + \frac{[٥٢٠]^2}{٨} + \frac{[٣٠٠]^2}{٨} + \frac{[٥٣٠]^2}{٨} - \frac{[٤٢٢٠]^2}{٧٢} \\
 & = ٤٥٢,٧٨ - ١٧٧٠٢,٧٨ \\
 & = ٢٦٧٢٢٥,٠٠ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩ - ٤٥٢,٧٨ - ١٧٧٠٢,٧٨ \\
 & = ١٧٣,٥٥
 \end{aligned}$$

١٩- درجات حرية تفاعل العاملين الثانى والثالث

$$\begin{aligned}
 & = (\text{عدد تقسيمات العامل الثانى} - ١) \times (\text{عدد تقسيمات الثالث} - ١) \\
 & = ٢ \times ٢ \\
 & = ٤
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & ٢٠- تباين تفاعل العاملين الأول والثالث = \frac{١٧٣,٥٥}{٤} \\
 & = ٤٣,٦٤
 \end{aligned}$$

٢١- مجموع المربعات بخصوص تفاعل العوامل الثلاثة (الجنس والجنسية ومرحلة النمو)

$$\frac{[مج ذى ط]^2}{ن_1} + \frac{[مج ذى هـ]^2}{ن_2} + \dots + \frac{[مج ذى م ش]^2}{ن_4} =$$

$$+ \frac{[مج ث ي ط]^2}{ن_1} + \dots + \frac{[مج ث م ش]^2}{ن_4} - \frac{[مج س]^2}{ن}$$

الخطوة (٣) - الخطوة (٦) - الخطوة (٩) - الخطوة (١٢) - الخطوة (١٥) - الخطوة (١٨)

$$\frac{[١٨٠]^2}{٨} + \frac{[١٤٠]^2}{٨} + \frac{[٣٢٠]^2}{٨} + \frac{[٣٣٠]^2}{٨} =$$

$$+ \frac{[٢٥٠]^2}{٨} + \dots + \frac{[٢٠٠]^2}{٨} - \frac{[٤٢٢٠]^2}{٧٢}$$

$$- ٦٧٢,٢٢ - ٤٥٢,٧٨ - ١٧٧٠٢,٧٨ - ٢٥٢,٧٨ - ٤٠٥٢,٧٨ - ١٧٣٠,٥٥ =$$

$$= ٢٧٣٠٥٠,٠٠ - ٢٤٧٣٣٨,٨٩ - ٦٧٢,٢٢ - ٤٥٢,٧٨ - ١٧٧٠٢,٧٨ - ٢٥٢,٧٨ - ٤٠٥٢,٧٨ - ١٧٣٠,٥٥ -$$

$$= ٨٤٧,٢٢$$

٢٢- درجات حرية تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة

= (عدد تقسيمات العامل المستقل الأول - ١)

× (عدد تقسيمات العامل المستقل الثانى - ١)

× (عدد تقسيمات العامل المستقل الثالث - ١)

$$= (١ - ٣) \times (١ - ٣) \times (١ - ٢) =$$

$$= ٤$$

$$٢٣- تباين تفاعل العوامل الثلاثة = \frac{٨٤٧,٢٢}{٤}$$

$$= ٢١١,٨١$$

٢٤- مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

= مجموع المربعات الكلى - [حاصل جمع مجموع المربعات الخاصة بالعامل الأول والعامل الثانى والعامل الثالث وتفاعل العوامل الثلاثة]

$$\begin{aligned}
 &= \text{الخطوة (١)} - [\text{الخطوة (٣)} + \text{الخطوة (٦)} + \text{الخطوة (٩)} + \text{الخطوة (١٢)} \\
 &\quad + \text{الخطوة (١٥)} + \text{الخطوة (١٨)} + \text{الخطوة (٢١)}] \\
 &= ٣٩٠٦١,١١ - [٦٧٢,٢٢ + ٤٥٢,٧٨ + ١٧٧٠٢,٧٨ + ٢٥٢,٧٨ \\
 &\quad + ٨٤٧,٢٢ + ١٧٣٠,٥٥ + ٤٠٥٢,٧٨ + \\
 &\quad ١٣٣٥٠,٠٠ =
 \end{aligned}$$

٢٥- درجات الحرية داخل المجموعات

$$\begin{aligned}
 &= \text{جميع أفراد المجموعات في التصميم} - \text{عدد المجموعات} \\
 &= ٧٢ - ١٨ = \\
 &= ٥٤
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &٢٦- \text{التباين داخل المجموعات} = \frac{١٣٣٥٠,٠٠}{٥٤} \\
 &= ٢٤٧,٢٢ =
 \end{aligned}$$

٢٧- وعليه أن نحسب قيم د ف :

$$\begin{aligned}
 &\text{تأثير العامل الأول ف}_١ = \frac{\text{الخطوة (٥)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} \\
 &= \frac{٦٧٢,٢٢}{٢٤٧,٢٢} = ٢,٧٢ =
 \end{aligned}$$

عند درجات حرية ١ ، ٥٤ نجد أن ف_١ غير دالة إحصائياً

$$\begin{aligned}
 &\text{تأثير العامل الثاني ف}_٢ = \frac{\text{الخطوة (٨)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} \\
 &= \frac{٢٢٦,٣٩}{٢٤٧,٢٢} = ٠,٩٢ =
 \end{aligned}$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن ف_٢ غير دالة إحصائياً

$$\begin{aligned}
 &\text{تأثير العامل الثالث ف}_٣ = \frac{\text{الخطوة (١١)}}{\text{الخطوة (٢٦)}}
 \end{aligned}$$

$$35,80 = \frac{8851,39}{247,22} =$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن F غير دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ .

$$\frac{\text{الخطوة (١٤)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} = \text{تأثير تفاعل العاملين الأول والثاني في}$$

$$,01 = \frac{126,39}{247,22} =$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن F غير دالة إحصائياً

$$\frac{\text{الخطوة (١٧)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} = \text{تأثير تفاعل العاملين الأول والثالث في}$$

$$8,20 = \frac{2026,39}{247,22} =$$

عند درجات حرية ٢ ، ٥٤ نجد أن F غير دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ .

$$\frac{\text{الخطوة (٢٠)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} = \text{تأثير تفاعل العاملين الثاني والثالث في}$$

$$1,75 = \frac{432,64}{247,22} =$$

عند درجات حرية ٤ ، ٥٤ نجد أن F غير دالة إحصائياً

$$\frac{\text{الخطوة (٢٣)}}{\text{الخطوة (٢٦)}} = \text{تأثير تفاعل العوامل الأول والثاني والثالث في}$$

$$,86 = \frac{211,81}{247,22} =$$

عند درجات حرية ٤ ، ٥٤ نجد أن F غير دالة إحصائياً

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي :

مستوى الدلالة	قيمة « ف »	متوسط المربعات	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
غير دال	٢,٧٢	٦٧٢,٢٢	١	٦٧٢,٢٢	العامل الأول A
غير دال	,٩٢	٢٢٦,٣٩	٢	٤٥٢,٧٨	العامل الثاني B
,٠١	٢٥,٨٠	٨٨٥١,٣٩	٢	١٧٧٠٢,٧٨	العامل الثالث C
غير دال	,٥١	١٢٦,٣٩	٢	٢٥٢,٧٨	تفاعل AXB
,٠١	٨,٢٠	٢٠٢٦,٣٩	٢	٤٠٥٢,٧٨	تفاعل AXC
غير دال	١,٧٥	٤٣٢,٦٤	٤	١٧٢٠,٥٥	تفاعل BXC
غير دال	,٨٦	٢١١,٨١	٤	٨٤٧,٢٢	تفاعل AXBXC
		٢٤٧,٢٢	٥٤	١٣٢٥٠,٠٠	داخل المجموعات (الخطأ)
			٧١	٢٩٠٦١,١١	الكل

وتظهر الصورة لتخليل التباين من هذا النوع تبعاً لحزمة البرامج X - Spss على النحو التالي :

Analysis of variance output						
by PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE REGION REGION OF INTERVIEW SEX RACE						
Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig. of F	
Main Effects	2708.380	10	270.838	2.189	.018	
REGION	1260.552	8	157.569	1.274	.255	
SEX	22.413	1	22.413	.181	.671	
RACE	1425.415	1	1425.415	11.522	.001	
2-Way Interactions	3144.833	17	184.990	1.495	.092	
REGION : SEX	1349.220	8	168.653	1.363	.211	
REGION : RACE	1138.839	8	142.355	1.151	.328	
SEX : RACE	534.154	1	534.154	4.318	.038	
3-Way Interactions	1663.399	6	277.233	2.241	.039	
REGION : SEX : RACE	1663.399	6	277.233	2.241	.039	
Explained	31232.135	34	918.592	7.425	.000	
Residual	52205.957	422	123.711			
Total	83438.092	456	182.978			

وكما سبق أن أشرنا عند عرض تصميم تحليل التباين ثنائي الاتجاه ، فإن من واجب الباحث مراعاة كون تصميمه واحداً من ثلاثة .

النموذج الثابت Fixed Model أو النموذج العشوائي Random Model أو النموذج المختلط Mixed Model . وذلك لأن قيمة «ف» التي سوف تحسب للكشف عن التأثير يكون مقامها مختلفاً تبعاً لنموذج التصميم المطروح أمامنا .

وحدود تباين الخطأ المستخدمة كمقام لحساب قيم «ف» طبقاً للنماذج الثلاثة (الثابت - العشوائي - المختلط) عند استخدام تحليل التباين ثلاثي الاتجاه يمكن تلخيص أهمها على النحو التالي :

حد خطأ	النموذج الثابت	النموذج العشوائي	النموذج المختلط	
			A ثابت	A عشوائي
			B عشوائي ، C ثابت	B ثابت ، C ثابت
العامل A	التباين داخل المجموعات	—	تباين تفاعل AXB	التباين داخل المجموعات
العامل B	التباين داخل المجموعات	—	التباين داخل المجموعات	تباين تفاعل AXB
العامل C	التباين داخل المجموعات	—	تباين تفاعل AXC	تباين تفاعل AXC
تفاعل AXB	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات
تفاعل AXC	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات
تفاعل BXC	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي	التباين داخل المجموعات	التباين الخاص بالتفاعل الثلاثي
تفاعل ثلاثي AXBXC	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات	التباين داخل المجموعات

ومن الأفضل مراعاة أنه إذا وجدت دلائل نظرية تشير إلى انعدام التفاعل بين متغيرين أو جاءت قيمة هذا التفاعل أقل من أو تساوى التباين داخل المجموعات ، فإننا نأخذ عوضاً عنه حد التباين اللازم كمقام عند حساب «ف» بمثابة التباين داخل المجموعات .

ملاحظة : لقد سبق لنا مناقشة مشكلة عدم تساوى عدد الأفراد في خلايا التصميم عموماً ، وينسحب ذلك أيضاً على التصميم ثلاثي الاتجاه ، وعلى الرغم من أن الأساليب التي سبق شرحها مثل The Method of unweighted Means يمكن

الاستعانة بها في تصميمنا الحالي بالإضافة إلى أساليب تعرض لها Bancroft وأشار إليها بالاستخدام Lehman إلا أن Takane, Ferguson ينصحان بتجنب التعامل مع خلايا غير متساوية من حيث عدد المفحوصين كلما كان ذلك ممكنا .

مثال : في دراسة للكشف عن دور الحيوية (B) كمظهر ، وممارسة الرياضة (C) والجنس (A) على البقطة العقلية لدى طلاب المرحلة الثانوية . اتبعت الإجراءات اللازمة لتقدير المتغيرات وجاءت البيانات كما هو موضح بالجدول التالي :

إناث ٢				ذكور ١			
غير مقسم بالحيوية ب٢		مقسم بالحيوية ب١		غير مقسم بالحيوية ب٢		مقسم بالحيوية ب١	
لا يمارس ج٢	يمارس ج١	لا يمارس ج٢	يمارس ج١	لا يمارس ج٢	يمارس ج١	لا يمارس ج٢	يمارس ج١
٦٠	٨٢	٧٠	٩٥	٦٤	٨٠	٦٩	٩٠
٥٨	٦٦	٦٢	٨٧	٦٩	٦٥	٥٨	٧٤
٧٥	٧١	٥٨	٧٨	٥٨	٦٢	٦٠	٩٠
٧٢	٦٢	٨٠	٩٢	٧٢	٧٢	٩٠	٨٤
٦٥	٨٠	٦٥	٨١	٧٠	٧٨	٦٨	٩٥
مجم أ٢ ب٢ ج٢ ٢٣٠	مجم أ٢ ب٢ ج١ ٢٦١	مجم أ٢ ب١ ج٢ ٢٣٥	مجم أ٢ ب١ ج١ ٤٢٣	مجم أ٢ ب٢ ج٢ ٢٢٣	مجم أ٢ ب٢ ج١ ٢٥٧	مجم أ٢ ب١ ج٢ ٢٤٥	مجم أ٢ ب١ ج١ ٤٢٣
ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥	ن٢ = ٥
مجم أ٢ ب٢ = ٢٩٩	مجم أ٢ ب٢ = ١٠	مجم أ٢ ب١ = ٧٦٨	مجم أ٢ ب١ = ١٠	مجم أ١ ب٢ = ٦٩٠	مجم أ١ ب٢ = ١٠	مجم أ١ ب١ = ٧٧٨	مجم أ١ ب١ = ١٠
ن أ٢ = ٢٠		مجم أ٢ = ١٤٥٩		ن أ١ = ٢٠		مجم أ١ = ١٤٦٨	
ن = ٤٠				مجم س = ٢٩٢٧			

١- مجموع المربعات الكلى

$$\frac{\sum (\text{مج س})^2}{\text{ن}} - \sum (٦٥)^2 + \dots + \sum (٩٠)^2 + \sum (٧٤)^2 + \sum (٩٠)^2 =$$

$$٢١٤١٨٣,٢٣ - ٢١٩٠٤٧,٠٠ =$$

$$٤٨٦٣,٧٧ =$$

٢- درجات حرية مجموع المربعات الكلى

= مجموع جميع درجات الحرية فى هذا التصميم (أتركها الآن)

$$٣ - \text{مجموع المربعات بين الجنسين} = \frac{\sum (٢٩٢٧)^2}{٤٠} - \frac{\sum (١٤٥٩)^2}{٢٠} + \frac{\sum (١٤٦٨)^2}{٢٠}$$

$$٢١٤١٨٣,٢٣ - ٢١٤١٨٥,٢٥ =$$

$$٢,٠٢ =$$

٤- درجات الحرية بين الجنسين = ٢ - ١ =

$$١ =$$

$$\frac{٢,٠٢}{١} = \text{٥-التباين بين الجنسين}$$

$$٢,٠٢ =$$

٦- مجموع المربعات بين مستويات الحيوية

$$\frac{\sum (٢٩٢٧)^2}{٤٠} - \frac{\sum (١٣٨١)^2}{٢٠} + \frac{\sum (١٥٤٦)^2}{٢٠} =$$

$$٢١٤١٨٣,٢٣ - ٢١٤٨٦٣,٨٥ =$$

$$٦٨٠,٦٢ =$$

٧- درجات الحرية بين مستويات الحيوية = ٢ - ١ =

$$١ =$$

$$٨ - \text{التباين بين مستويات الحيوية} = \frac{٦٨٠,٦٢}{١}$$

$$٦٨٠,٦٢ =$$

٩ - مجموع المربعات بين فئات المتغير المستقل الثالث

$$= \frac{٢(٢٩٢٧)}{٤٠} - \frac{٢(١٣٤٣)}{٢٠} + \frac{٢(١٥٨٤)}{٢٠}$$

$$= ٢١٤١٨٣,٢٣ - ٢١٥٦٣٥,٢٥ =$$

$$= ١٤٥٢,٠٢$$

١٠ - درجات الحرية بين فئات المتغير المستقل الثالث = ٢ - ١

$$= ١$$

$$١١ - \text{التباين بين فئات المتغير المستقل الثالث} = \frac{١٤٥٢,٠٢}{١}$$

$$= ١٤٥٢,٠٢$$

ولإيجاد التفاعلات الثنائية بين العوامل نأخذ كل اثنين منها على حدة مع إغفال وجود العامل الثالث ، أى أننا نعتبر أن اثنين من العوامل موجودة وحدها فقط ، ففي حالة العاملين الأول (الجنس) والثانى (الحيوية) يمكن توضيح القيم التى سوف نستخدم بالجدول التالى وهى مشتقة من بيانات الجدول الذى يسبقه فى هذه المسألة :

الحيوية \ الجنس	ذكور أ _١	إناث أ _٢
مفعم ب _١	٧٧٨	٧٦٨
غير مفعم ب _٢	٦٩٠	٦٩١

١٢ - مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والحيوية

$$\frac{\sum (\text{مجس})^2}{n} - \frac{\sum (\text{حيوية})^2}{10} + \dots + \frac{\sum (\text{جنس})^2}{10} + \frac{\sum (\text{رياضة})^2}{10} =$$

- الخطوة (٣) - الخطوة (٦)

$$= 214868,90 - 214183,23 - 2,02 - 280,62 =$$

$$= 3,03$$

١٣ - درجات حرية تفاعل عاملى الجنس والحيوية = (٢ - ١) × (٢ - ١)

$$= 1 \times 1 =$$

$$= 1$$

١٤ - تباين تفاعل عاملى الجنس والحيوية = $\frac{3,03}{1} =$

$$= 3,03$$

وعلينا الان أيضًا أن نأخذ العاملين الأول (الجنس) ، الثالث (ممارسة الرياضة) مع إغفال وجود العامل الثانى (الحيوية) ، والجدول القادم يوضح القيم التى سوف يتم التعامل معها وهو مشتق من الجدول الموجود مع بداية المسألة :

الرياضة \ الجنس	الجنس	
	ذكور ١	إناث ٢
يمارس ج١	٧٩٠	٧٩٤
لايمارس ج٢	٦٧٨	٦٦٥

١٥ - مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الجنس والرياضة

$$\frac{\sum (\text{مجس})^2}{n} - \frac{\sum (\text{رياضة})^2}{10} + \dots + \frac{\sum (\text{جنس})^2}{10} + \frac{\sum (\text{حيوية})^2}{10} =$$

- الخطوة (٣) - الخطوة (٩)

$$1452,02 - 2,02 - 214183,23 - 210644,50 =$$

$$7,23 =$$

١٦ - درجات حرية تفاعل عاملى الجنس والرياضة = $(1 - 2) \times (1 - 2)$

$$1 \times 1 =$$

$$1 =$$

$$\frac{7,23}{1} = \text{١٧ - تباين تفاعل عاملى الجنس والرياضة}$$

$$7,23 =$$

وعليها أن نأخذ العاملين الثانى والثالث مع إهمال الأول ، ويكون جدول البيانات كما يلى :

الحيوية الرياضة	مفعم ب _١	غير مفعم ب _٢
	يمارس ج _١	لايمارس ج _٢
٧١٨	٨٦٦	
٦٦٣	٦٨٠	

١٨ - مجموع المربعات بخصوص تفاعل عاملى الحيوية والرياضة

$$\frac{\sum (مجس)^2}{ن} - \frac{2(663)^2}{10} + + \frac{2(718)^2}{10} + \frac{2(866)^2}{10} =$$

- الخطوة (٦) - الخطوة (٩)

$$1452,02 - 680,62 - 214183,23 - 216744,90 =$$

$$429,03 =$$

١٩ - درجات حرية تفاعل عاملى الحيوية والرياضة = $(1 - 2) \times (1 - 2)$

$$1 \times 1 =$$

$$1 =$$

$$\frac{429,03}{1} = \text{٢٠ - تباين تفاعل عاملى الحيوية والرياضة}$$

$$429,03 =$$

٢١ - مجموع المربعات بخصوص تفاعل العوامل الثلاثة (الجنس والحوية والرياضة)

$$\frac{\sum (مجس)^2}{n} - \frac{\sum (330)^2}{5} + \dots + \frac{\sum (345)^2}{5} + \frac{\sum (433)^2}{5} =$$

- الخطوة (٣) - الخطوة (٦) - الخطوة (٩)

- الخطوة (١٢) - الخطوة (١٥) - الخطوة (١٨)

$$= 216757,40 - 214183,23 - 2,02 - 680,62 - 1452,02 =$$

$$= 429,03 - 7,23 - 3,03 -$$

$$,22 =$$

٢٢ - درجات حرية تفاعل العوامل المستقلة الثلاثة

$$(1 - 2) \times (1 - 2) \times (1 - 2) =$$

$$1 \times 1 \times 1 =$$

$$1 =$$

$$\frac{,22}{1} = \text{٢٣ - تباين تفاعل العوامل الثلاثة}$$

$$,22 =$$

٢٤ - مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

$$= \text{الخطوة (١)} - [\text{الخطوة (٣)} + \text{الخطوة (٦)} + \text{الخطوة (٩)} + \text{الخطوة (١٢)}]$$

$$+ \text{الخطوة (١٥)} + \text{الخطوة (١٨)} + \text{الخطوة (٢١)}$$

$$= 4863,77 - [2,02 - 680,62 - 1452,02 - 3,03]$$

$$= 4863,77 - 7,23 - 429,03 - 22,$$

$$= 4863,77 - 2574,17$$

$$= 2289,60$$

٢٥- درجات الحرية داخل المجموعات = جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات

$$= 40 - 8$$

$$= 32$$

$$26 - \text{التباين داخل المجموعات} = \frac{2289,60}{32}$$

$$= 71,55$$

٢٧- وعلينا أن نحسب قيم F :

$$\text{تأثير العامل الأول } F_1 = \frac{2,02}{71,55} = 0,03$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_1 غير دالة

$$\text{تأثير العامل الثاني } F_2 = \frac{680,62}{71,55} = 9,51$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_2 دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١

$$\text{تأثير العامل الثالث } F_3 = \frac{1452,02}{71,55} = 20,29$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_3 دالة عند مستوى ٠,٠١

$$\text{تأثير تفاعل } A \times B = \frac{3,03}{71,55} = 0,04$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_4 غير دالة

$$\text{تأثير تفاعل } A \times C = \frac{7,23}{71,00} = 0,10$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_0 غير دالة

$$\text{تأثير تفاعل } B \times C = \frac{429,03}{71,00} = 0,99$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_0 دالة عند مستوى ٠,٠٥

$$\text{تأثير تفاعل } A \times B \times C = \frac{0,22}{71,00} = 0,003$$

عند درجات حرية ١، ٣٢ نجد أن F_0 غير دالة إحصائياً .

ويمكن تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
العامل الأول A	٢,٠٢	١	٢,٠٢	٠,٣	غير دالة
العامل الثاني B	٦٨٠,٦٢	١	٦٨٠,٦٢	٩,٥١	٠,١
العامل الثالث C	١٤٥٢,٠٢	١	١٤٥٢,٠٢	٢٠,٢٩	٠,١
تفاعل AXB	٣,٠٣	١	٣,٠٣	٠,٤	غير دالة
تفاعل AXC	٧,٢٣	١	٧,٢٣	٠,١٠	غير دالة
تفاعل BXC	٤٢٩,٠٣	١	٤٢٩,٠٣	٥,٩٩	٠,٠٥
تفاعل AXBXC	٠,٢٢	١	٠,٢٢	٠,٠٠٣	غير دالة
داخل المجموعات (الخطأ)	٢٢٨٩,٦٠	٣٢	٧١,٥٥		
الكلي	٤٨٦٣,٧٧	٣٩			

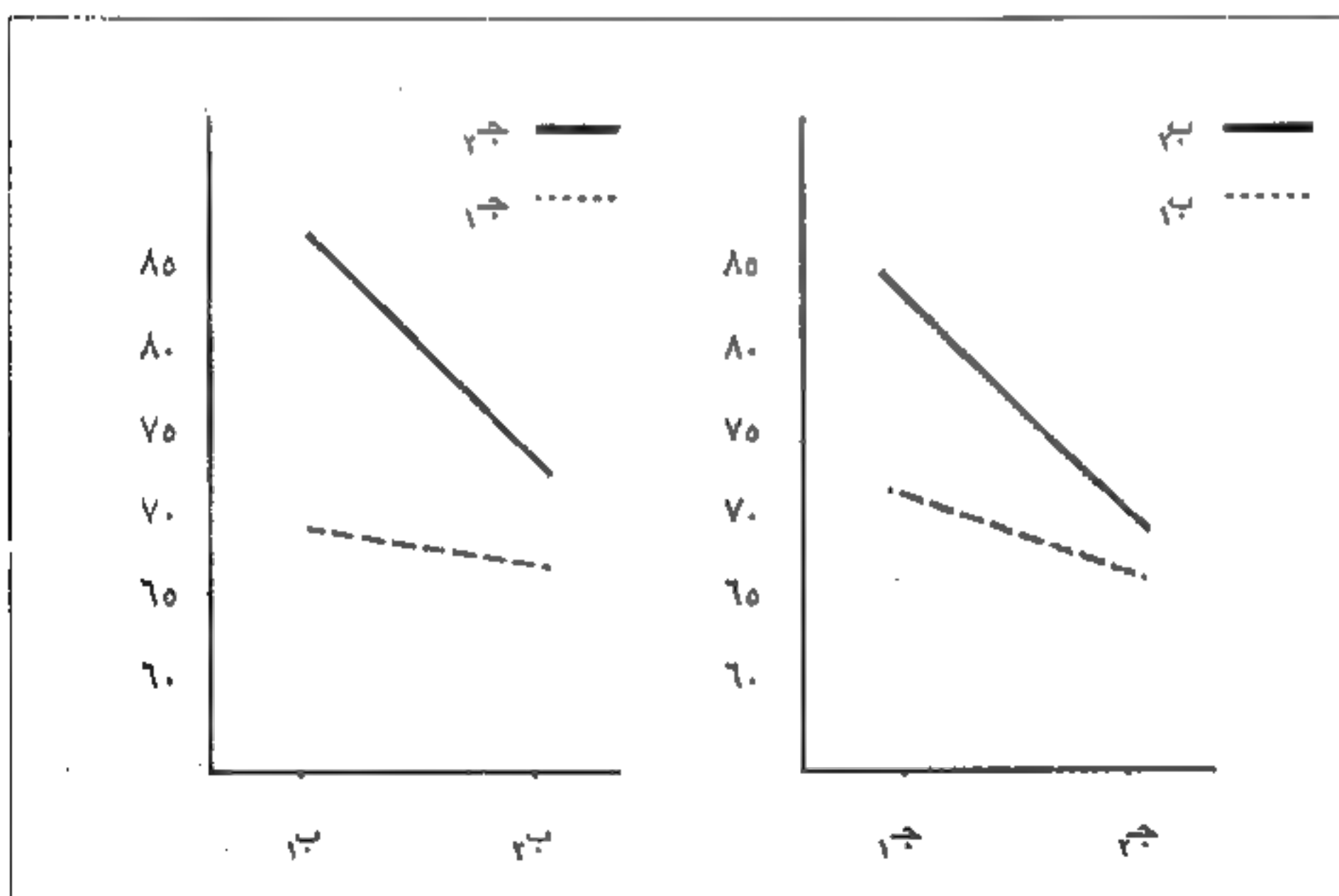
التفاعل بين المتغيرات :

والآن يمكننا توضيح التفاعل الذي ظهر له دلالة عن طريق الرسم . ولما كان التفاعل الدال هو الخاص بالعاملين الثاني (B) والثالث (C) فإن الأمر يتطلب رصد قيم

المتوسطات للبيانات في ضوء هذين العاملين ، ويكون بقسمة المجاميع على (١٠) وبالتالي نحصل على الجدول التالي :

الرياضة \ الحيوية	يمارس ج _١	لايمارس ج _٢
مفعم ب _١	٨٦,٦٠	٦٨,٠٠
غير مفعم ب _٢	٧١,٨٠	٦٦,٢٠

ويمكننا اتخاذ المحور الرأسى هو قيم المتغير التابع (اليقظة العقلية) واعتبار المحور الأفقى يمثل عامل الحيوية بمستوياته (ب_١ ، ب_٢) أو يمثل عامل ممارسة الرياضة بأنواعه (ج_١ ، ج_٢) وتحديد قيم المتوسطات الموضحة بخلايا الجدول أعلاه .



ولمزيد من الإيضاح عن التأثيرات البسيطة لتفاعل العاملين B ، C الذى اتضح وجود دلالة إحصائية لتأثيره يمكننا عرض الأمر على النحو التالى :

١- نتحقق من التأثيرات البسيطة للعامل B عند كل مستوى من مستويات العامل C أى عند ج_١ ، ج_٢ :

٢- نتحقق من التأثيرات البسيطة للعامل C عند كل مستوى من مستويات العامل B أى عند ب_١ ، ب_٢ وذلك كما يلي :

أ - التأثيرات البسيطة للعامل B

البيانات المتعامل معها فى هذه الحالة تكون :

	ج _١	ج _٢	المجموع
ب _١	٨٦٦	٦٨٠	١٥٤٦
ب _٢	٧١٨	٦٦٣	١٣٨١
المجموع	١٥٨٤	١٣٤٣	٢٩٢٧

$$\text{مجموع مربعات B الخاصة بـ ج}_1 = \frac{2(1584)}{20} - \frac{2(718)}{10} + \frac{2(866)}{10}$$

$$= 126048,00 - 125402,80$$

$$= 1095,20$$

$$\text{مجموع مربعات B الخاصة بـ ج}_2 = \frac{2(1343)}{20} - \frac{2(663)}{10} + \frac{2(680)}{10}$$

$$= 90196,90 - 90182,40$$

$$= 14,45$$

ويجب ملاحظة أن :

مجموع مربعات B الخاصة بـ ج_١ + مجموع مربعات B الخاصة بـ ج_٢

تساوى مجموع مربعات B + مجموع مربعات تفاعل B × C

ورقميا نجد الطرفين كما يلي :

$$٤٢٩,٠٣ + ٦٨٠,٦٢ = ١٤,٤٥ + ١٠٩٥,٢٠$$

$$١١٠٩,٦٥ = ١١٠٩,٦٥$$

ولما كان حد الخطأ (تباين الخطأ) المستخدم للتحقق تأثير العامل B هو التباين داخل المجموعات وهو أيضا الحد اللازم لحساب قيمة «ف»، اللازمة لمعرفة تأثير التفاعل B x C لذلك يمكن استخدام نفس الخطأ لحساب قيمة «ف»، اللازمة للكشف عن تأثير العامل B بخصوص ج، وكذا للكشف عن تأثير العامل B بخصوص ج، ومقدار التباين داخل المجموعات سبق حسابه وجاءت قيمته ٢٢٨٩,٦٠ ، بدرجات حرية ٣٢ .

ويمكن تلخيص التأثيرات البسيطة للعامل B كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
B بخصوص ج	١٠٩٥,٢٠	١	١٠٩٥,٢٠	١٥,٣١	٠,١
B بخصوص ج	١٤,٤٥	١	١٤,٤٥	٢٠	غير دال
داخل المجموعات	٢٢٨٩,٦٠	٣٢	٧١,٥٥		

ويلاحظ أنه بخصوص ج، وجدت دلالة احصائية ، بينما لم تتأكد هذه الدلالة بخصوص ج .

ويؤكد هذه الدلالة الإحصائية الخاصة بـ ج، الانحدار الواضح . أو الميل الواضح Slope في الخط المرسوم غير المتقطع في بروفيل التفاعل الموجود على اليسار في الشكل السابق . بينما لا نجد نفس الانحدار أو الميل بخصوص ج، فالخط المرسوم المتقطع يكاد يوازي تقريباً المحور الأفقى .

ب - التأثيرات البسيطة للعامل C

البيانات المتعامل معها في هذه الحالة تكون نفس بيانات الجدول السابق

المجموع	ج _٢	ج _١	
١٥٤٦	٦٨٠	٨٦٦	ب _١
١٣٨١	٦٦٣	٧١٨	ب _٢
٢٩٢٧	١٣٤٣	١٥٨٤	المجموع

$$\frac{2(1546)}{20} - \frac{2(680)}{10} + \frac{2(866)}{10} = \text{مجموع مربعات C الخاصة بـ ب}_1$$

$$119505,8 - 121235,6 =$$

$$1729,80 =$$

$$\frac{2(1381)}{20} - \frac{2(663)}{10} + \frac{2(718)}{10} = \text{مجموع مربعات C الخاصة بـ ب}_2$$

$$95358,05 - 95509,30 =$$

$$151,25 =$$

ويجب ملاحظة أن :

مجموع مربعات C الخاصة بـ ج_١ + مجموع مربعات C الخاصة بـ ج_٢

تساوي مجموع مربعات C + مجموع مربعات تفاعل B × C

$$429,03 + 1452,02 = 151,25 + 1729,80$$

$$1881,05 = 1881,05$$

وعلى نفس المنوال فإن حد الخطأ اللازم لحساب قيم «ف» هو التباين داخل

المجموعات ٢٢٨٩,٦٠ بـ درجات حرية ٣٢ .

ويمكن تلخيص التأثيرات البسيطة للعامل C كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
C بخصوص ب	١٧٢٩,٨٠	١	١٧٢٩,٨٠	٢٤,٢٨	٠,١
C بخصوص ب	١٥١,٢٥	١	١٥١,٢٥	٢,١٢	غير دال
داخل المجموعات	٢٢٨٩,٦٠	٢٢	٧١,٥٥		

ويلاحظ أنه بخصوص ب، وجدت دلالة إحصائية ، بينما لم تتأكد هذه الدلالة بخصوص ب.

ويؤكد هذه الدلالة الإحصائية الخاصة ب ب، الانحدار الواضح أو الميل Slope الواضح في الخط المرسوم غير المتقطع في بروفيل التفاعل الموجود على اليمين في الشكل السابق . بينما لا نجد نفس الانحدار أو الميل بخصوص ب .

وربما يتطرق إلى ذهن القارئ الآن ماذا عن بعض ما يجب إذا أردنا الكشف عن التفاعل الثلاثي عن طريق الرسم .

إن الأمر يتطلب مراجعة النقطتين التاليتين بداية على اعتبار أن لدينا ثلاثة عوامل هي A ، B ، C .

١ - التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ يكون منعدماً إذا كان شكل البروفيل لأي عاملين من العوامل الثلاثة في كل مستوى من مستويات العامل الثالث مشابهة لشكل النموذج الناتج من ربط هذه المستويات الخاصة بالعامل الثالث .

٢ - التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ يكون منعدماً إذا كان شكل البروفيل لأي عاملين من العوامل الثلاثة في كل مستوى من مستويات العامل الثالث متوازية ، وبالطبع مشابهة لشكل النموذج الناتج من ربط هذه المستويات الخاصة بالعامل الثالث .

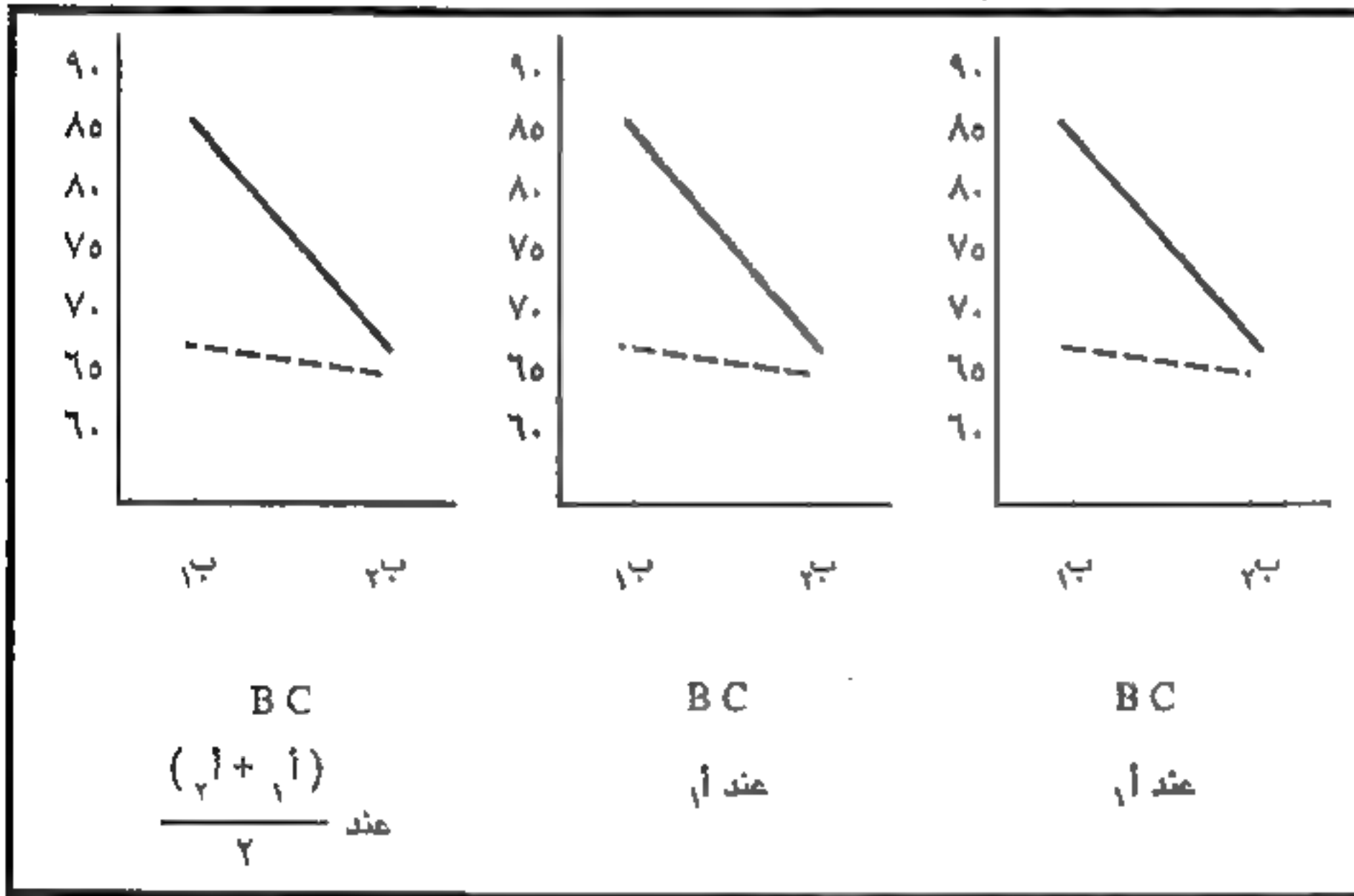
والآن نفرض أننا بصدد استخدام بيانات المثال السابق ، ولنفرض أننا سوف نبحث عن BC لدى الذكور أ، ثم لدى الإناث أ، ثم عند ربطهما معا Combined

أن القيم الخاصة بالمتوسطات تظهر لنا كما يلي :

$$\frac{(A_1 + A_2)}{2}$$

BC			BC			BC		
عند $\frac{(ج_1 + ج_2)}{2}$			عند $ج_1$			عند $ج_1$		
ج ₂	ج ₁		ج ₂	ج ₁		ج ₂	ج ₁	
٦٨,٠٠	٨٦,٦٠	١٣	٦٧,٠٠	٨٦,٦٠	١٣	٦٩,٠٠	٨٦,٦٠	١٣
٦٦,٢٠	٧١,٨٠	٢٣	٦٦,٠٠	٧٢,٢٠	٢٣	٦٦,٦٠	٧١,٤٠	٢٣

والقيم الموضحة بالجدول أعلاه هي قيم المتوسطات للمجموعات الموضوعة في خلايا الجدول الرئيسي بالمسألة مع مراعاة أن الجدول الثالث في اليسار ينتج من جمع المتوسطات المتناظرة والقسمة على (٢) من الجدولين الموضحين قبله على اليمين .
والآن سوف نرسم بيانات كل جدول من الجداول الثلاثة السابقة



يلاحظ التشابه بين الأشكال الثلاثة ، ومن ثم يؤكد أن التفاعل بين العوامل الثلاثة $A \times B \times C$ غير دال إحصائياً .

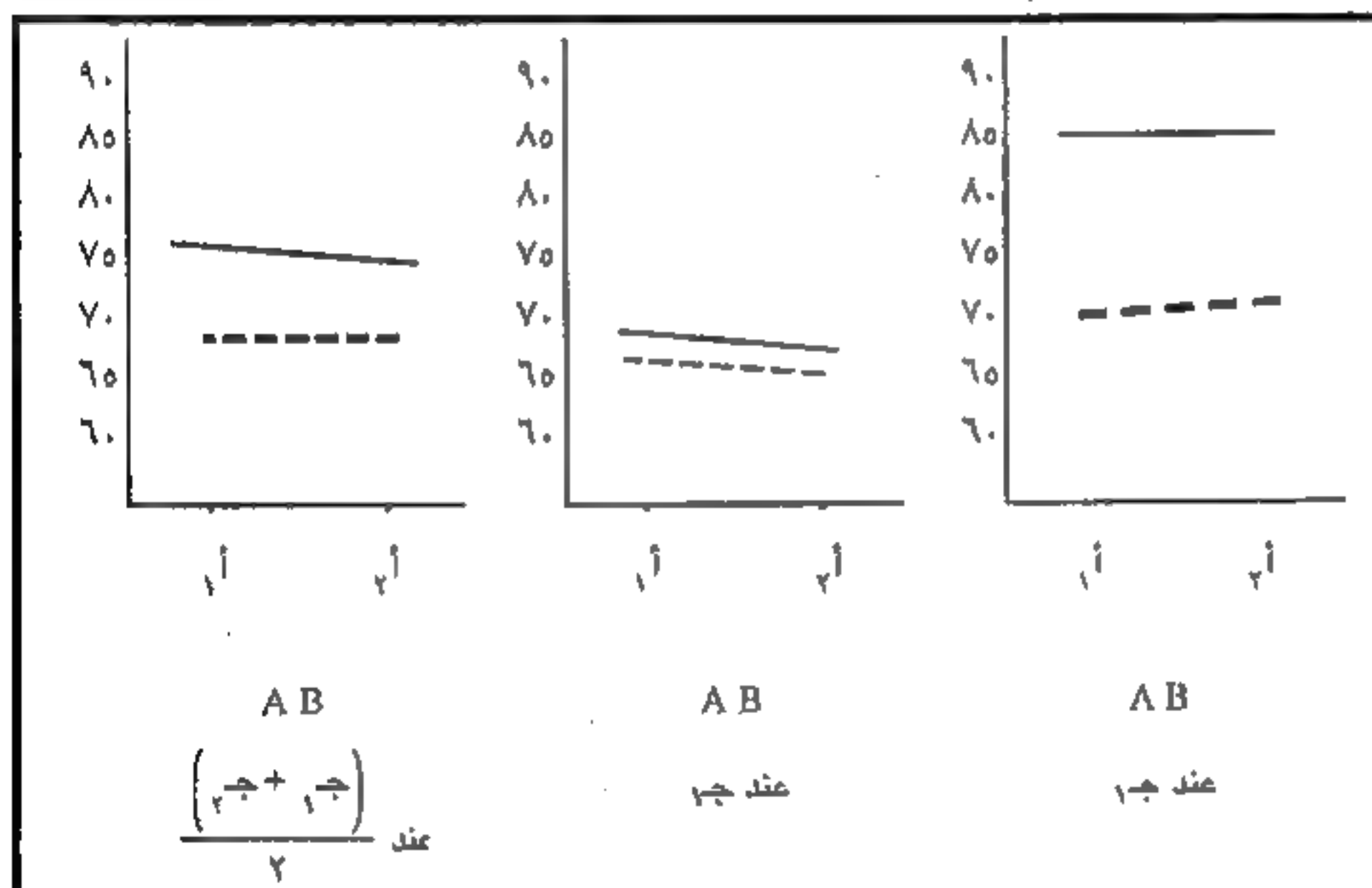
ولمزيد من الإيضاح فإننا سوف نبحث عن AB لدى من يمارس الرياضة جـ

ولدى من لا يمارس الرياضة جـ ثم عند ربطهما معا $\left(\frac{ج_1 + ج_2}{2} \right)$ أن القيم الخاصة

بالمتوسطات تظهر لنا كما يلي :

AB			AB			AB		
عند $\frac{2}{2} (ج_1 + ج_2)$			عند $ج_2$			عند $ج_1$		
ب ₂	ب ₁	أ	ب ₂	ب ₁	أ	ب ₂	ب ₁	أ
٦٩,٠٠	٧٧,٨٠	أ ₁	٦٦,٦٠	٦٩,٠٠	أ ₁	٧١,٤٠	٨٦,٦٠	أ ₁
٦٩,١٠	٧٦,٨٠	أ ₂	٦٦,٠٠	٦٧,٠٠	أ ₂	٧٢,٢٠	٨٦,٦٠	أ ₂

والآن سوف نرسم بيانات كل جدول من الجداول الثلاثة أعلاه .



ويلاحظ التشابه بين الأشكال الثلاثة وتكاد الخطوط تكون متوازية وهذا يشر إلى عدم دلالة التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$.

ملاحظة : في المثال السابق كان التصميم على النمط $2 \times 2 \times 2$ ولذلك فعند الكشف عن دلالة التفاعل الثلاثي $A \times B \times C$ عن طريق الرسم اتضح لنا تساوى الجهد المبذول عندما بحثنا BC عند مستويين من العامل A (الجنس) بالجهد المبذول عندما بحثنا AB عند مستويين العامل C (ممارسة الرياضة) .

ولكن إذا كان التصميم على النمط $4 \times 3 \times 2$ فإنه عند الكشف عن دلالة التفاعل $A \times B \times C$ عن طريق الرسم يكون الأسهل البحث عن BC عند مستويات A

حيث أن A سوف يكون لها فقط مستويات هما أ_١ ، أ_٢ ينتمالو بحثنا AB عند مستويات C فإن الجهد يتضاعف لأن مستويات C سوف تكون أربعة ج_١ ، ج_٢ ، ج_٣ ، ج_٤ وبالتالي سوف يتطلب الأمر خمس رسومات أو بروقيات .

وبطبيعة الحال لو فرضنا أن العامل A اتضح وجود تأثير له على اليقظة العقلية وذلك عندما تأتي ف_١ دالة إحصائيا ، فإن الأمر يكون لصالح المجموعة صاحبة المتوسط الأعلى أ_١ أو أ_٢

وبطبيعة الحال أيضا إذا كان العامل A له مستويات أ_١ ، أ_٢ ، أ_٣ ، أ_٤ وليس أ_١ ، أ_٢ وجاءت ف_١ ، دالة إحصائيا ومشيرة إلى تأثير العامل A على اليقظة العقلية فإن الأمر يجب أن يعقبه اختبار مثل اختبار توكي Tukey للمقارنات البعدية . حتى نتعرف إلى أى المجموعات تعود الفروق .

ومن الهام أن نذكر أن اختبار لتجانس المجموعات كان من الواجب إجراؤه قبل البدء باستخدام البيانات المعطاه فى تحليل التباين مهما كان نوعه ، وفى مثالنا الحالى كنا أمام تحليل تباين ثلاثى الاتجاه على النمط ٢ × ٢ × ٢ . أى أن لدينا ثمانى مجموعات كان من الواجب التحقق من تجانس التباين بينها .

وإن كان حساب تجانس التباين للمجموعات الثمانى جاء متأخرا الان إلا أننا سوف نقوم باستخدام اختبار Hartley's F_{max} الذى سبقت الإشارة إليه .

والجدول التالى يوضح المجموعات الثمانى وقيم التباين الخاصة بكل مجموعة .

$$\text{علما بأن } E^2 = \frac{\text{مج س}^2}{1 - n} - \left(\frac{\text{مج س}}{1 - n} \right)^2$$

$$\text{أو } E^2 = \frac{\text{مج}(\bar{\text{س}} - \text{س})^2}{1 - n}$$

المجموعة	الأولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	الخامسة	السادسة	السابعة	الثامنة
قيمة التباين	٦٤,٨٠	١٦١,٠	٦١,٨٠	٢١,٨٠	٥١,٢٠	٧٢,٠٠	٧٥,٢٠	٥٤,٢٠

وعلى أن نحسب $F_{\text{المعنى}}^{\text{Fmax}}$

$$F_{\text{المعنى}} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

$$= \frac{161,00}{31,80}$$

$$= 5,06$$

وعند درجات حرية = [تقسيمات A × تقسيمات B × تقسيمات C ، ن - ١]

$$= [2 \times 2 \times 2 ، 1 - 5]$$

$$= 4,8$$

وبالكشف في جدول هارتلي نجد القيمة الجدولية ٣٧,٥٠

وعلى هذا فالقيمة المحسوبة (٥,٠٦) أقل من القيمة الجدولية أى أنه لا توجد

فروق بين تباينات المجموعات الثمانية .

وهذا يجعلنا نطمئن لتوفر شرط تجانس المجموعات والتعامل مع البيانات

المعطاة مباشرة ، وإن كان ذلك واجب عمله قبل إجراء تحليل التباين .

الفصل الثالث عشر
تحليل التباين
لمتغيرات متعددة

تحليل التباين لمتغيرات متعددة

Multivariate Analysis of Variance

مقدمة :

عرضنا فيما سبق أساليب لتحليل التباين كان المتغير التابع فيها وحيداً ، ويطلق على هذه الأساليب تحليل التباين لمتغير وحيد أو من النوع أحادي المتغير التابع Univariate فعلى سبيل المثال كنا نقارن مجموعات أربع من جنسيات مختلفة في متغير تابع وحيد مثل العصابية ، ولكن الأمر الذي يهمنا الآن هو مقارنة المجموعات الأربع من جنسيات مختلفة في متغيرين تابعين أو أكثر في نفس الوقت ، إن وجود متغيرين تابعين يجعلنا أمام أساليب أخرى لتحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة Multivariate والذي يسمى اختصاراً MANOVA .

طريقة التحليل :

وعموماً فإنه في حالة تحليل التباين أحادي الاتجاه لمتغيرات متعددة (P) ولمعالجات مختلفة (K) على عينات حجم كل منها (ن) .
فإذا كانت المتغيرات التابعة اثنتين هما العصابية والانبساطية فإن $2 = P$
وإذا قيست هذه المتغيرات لدى ثلاث جنسيات مثلاً فإن $3 = K$
وتم أخذ ثمانية أفراد عشوائياً من كل جنسية مثلاً فإن $8 = N$
وبطبيعة الحال فإنه يمكن قياس متغيري العصابية والانبساط لدى أي عدد من الجنسيات ويأتي الشكل العام للدرجات كما يوضحه الجدول القادم .

ويكون المطلوب التحقق من الفرض الصفري

$$\overline{A_1} = \overline{B_1} = \overline{K_1} = \dots = \overline{A_K} = \overline{B_K} = \overline{K_K}$$

$$\overline{A_2} = \overline{B_2} = \overline{K_2} = \dots = \overline{A_K} = \overline{B_K} = \overline{K_K}$$

فإننا نستخدم تمهيداً لحساب قيمة F ، كلفة فيما بعد نسبة ترجيحية

Likelihood Ratio اقترحها العالم Wilks وأطلق عليها الرمز Λ ويقرأ Lambda

بحيث أن :

$$\frac{|S_w|}{|S_b + S_w|} = \Lambda$$

علما بأن | | يسمى محدد المصفوفة

$$\frac{\begin{bmatrix} S_{w12} & S_{w11} \\ S_{w22} & S_{w21} \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} S_{b12} & S_{b11} \\ S_{b22} & S_{b21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{w12} & S_{w11} \\ S_{w22} & S_{w21} \end{bmatrix}} =$$

حيث S_w : مجموع المربعات داخل المجموعات

S_b : مجموع المربعات بين المجموعات

[] : يسمى مصفوفة

وسوف يتضح الأمر أكثر فيما بعد

وعلىنا بعد حساب Λ أن نحسب قيمة λ ف ، كلية كما يلي :

(i) عندما $\lambda = P$ (المتغيرات التابعة) ، عندما (المتغيرات المستقلة) أى عدد

فإننا نحسب λ ف ، كما يلي :

$$\frac{[1 - K - K \times n]}{1 - K} \times \frac{\sqrt[n]{\Lambda} - 1}{\Lambda} = \lambda$$

بدرجات حرية $[(1 - K - K \times n) \lambda , (1 - K) \lambda]$

(ii) عندما P يصبح أى عدد (المتغيرات التابعة) ، $\lambda = K$ (المتغيرات

المستقلة)

فإننا نحسب λ ف ، كما يلي :

$$\frac{[1 - P - K \times \lambda]}{P} \times \frac{\sqrt[n]{\Lambda} - 1}{\Lambda} = \lambda$$

بدرجات حرية $[(1 - P - K \times \lambda) , P]$

(iii) عندما P يصبح أى عدد (المتغيرات التابعة) ، $\lambda = K$ (المتغيرات

المستقلة)

نحسب ، ف ، كما يلي :

$$F = \frac{[Y - P - K \times 3]}{P} \times \frac{\sqrt{N} - 1}{\sqrt{N}}$$

بدرجات حرية $[(Y - P - K \times 3) ٢ ، P \times ٢]$

$$\begin{bmatrix} ٣ & ٤ \\ ٥ & ٧ \end{bmatrix} = \text{ملاحظة : الشكل الآتي يسمى مصفوفة ص}$$

وحيثما نكتب | ص | نقول محدد المصفوفة ص "y" Determinat of "y"

$$\text{وقيمة | ص |} = (٤) \times (٥) - (٥) \times (٧)$$

$$= ٢٠ - ٢١$$

$$= - ١$$

وفيما يلي الخطوات اللازمة للكشف عن دلالة الفروق مبتدئين بجدول للبيانات

كما يلي :

المعالجة الأولى A بريطانيون		المعالجة الثانية B فرنسيون		المعالجة الثالثة C يابانيون		المعالجة الأخيرة K صوماليون	
س ١	س ٢	س ١	س ٢	س ١	س ٢	س ١	س ٢
A ١١ س	A ١٢ س					K ١١ س	
A ٢١ س	A ٢٢ س					K ١٢ س	
A ٣١ س	A ٣٢ س					⋮	
						⋮	
						⋮	
A ٤١ س	A ٤٢ س					K ١٤ س	
مجموع A ١	مجموع A ٢	مجموع B ١	مجموع B ٢	مجموع C ١	مجموع C ٢	مجموع K ١	مجموع K ٢

$$١ - \text{نحسب مج س}_1 = \text{مج س}_{A1} + \text{مج س}_{B1} + \dots + \text{مج س}_{K1}$$

$$٢ - \text{نحسب مج س}_2 = \text{مج س}_{A2} + \text{مج س}_{B2} + \dots + \text{مج س}_{K2}$$

٣ - مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع أ (العصبية)

$$\begin{aligned} & \sum (A_{11} \text{ س})^2 + \sum (A_{12} \text{ س})^2 + \dots + \sum (B_{11} \text{ س})^2 + \sum (B_{12} \text{ س})^2 + \dots \\ & + \sum (K_{11} \text{ س})^2 + \dots + \frac{\sum (\text{مج س}_1)^2}{K \times N} \end{aligned}$$

٤ - مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ (S_{b11})

$$= \frac{\sum (\text{مج س}_1)^2}{N} + \frac{\sum (\text{مج س}_2)^2}{N} + \dots + \frac{\sum (\text{مج س}_K)^2}{N} - \frac{\sum (\text{مج س}_1)^2}{K \times N}$$

٥ - مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ (S_{w11})

$$= \text{الخطوة (٣)} - \text{الخطوة (٤)}$$

٦ - مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع ب (الانبساطية)

$$\begin{aligned} & \sum (A_{21} \text{ س})^2 + \sum (A_{22} \text{ س})^2 + \dots + \sum (B_{21} \text{ س})^2 + \sum (B_{22} \text{ س})^2 + \dots \\ & + \sum (K_{21} \text{ س})^2 + \dots + \frac{\sum (\text{مج س}_2)^2}{K \times N} \end{aligned}$$

٧ - مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ (S_{b22})

$$= \frac{\sum (\text{مج س}_2)^2}{N} + \frac{\sum (\text{مج س}_3)^2}{N} + \dots + \frac{\sum (\text{مج س}_K)^2}{N} - \frac{\sum (\text{مج س}_2)^2}{K \times N}$$

٨ - مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع ب (S_{w22})

$$= \text{الخطوة (٦)} - \text{الخطوة (٧)}$$

٩ - مجموع المربعات الكلى لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب

$$= \sum [A_{i1} \times A_{i2}] + \sum [A_{i1} \times A_{i2}] + \dots + \sum [A_{i1} \times A_{i2}] + \frac{[\sum A_{i1}] \times [\sum A_{i2}]}{K \times N} + \dots + \sum [K_{i1} \times K_{i2}] + \dots + \frac{[\sum K_{i1}] \times [\sum K_{i2}]}{K \times N}$$

١٠ - مجموع المربعات بين المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب (S_{b12})

$$= \frac{[\sum A_{i1} \times A_{i2}]^2}{N} + \frac{[\sum B_{i1} \times B_{i2}]^2}{N} + \dots + \frac{[\sum K_{i1} \times K_{i2}]^2}{N} - \frac{[\sum A_{i1}]^2 \times [\sum A_{i2}]^2}{K \times N}$$

١١ - مجموع المربعات داخل المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب (S_{w12})

$$= \text{الخطوة (٩)} - \text{الخطوة (١٠)}$$

١٢ - نحسب قيمة لمبادا Λ بالقانون الذى سبق عرضه .

١٣ - نحسب قيمة ف ، مع مراعاة عدد P ، عدد K كما سبق عرضه .

مثال : على ثلاث مجموعات من طلاب الثانوى طبق اختبار للابتكار وآخر للثقة

بالنفس وجاءت البيانات كما يوضحها الجدول التالى :

الثانوى العام A		الثانوى الصناعى B		الثانوى الزراعى C	
ابتكار أ	الثقة ب	ابتكار أ	الثقة ب	ابتكار أ	الثقة ب
٤	١٠	٨	١٢	١٠	١٨
٨	١٦	٩	١٥	٦	١٠
٧	١٦	٨	١٢	٦	٩
٩	١٨	٧	١١	٨	١٦
٢	٧	٤	٧	١٠	١٨
٣٠	٦٧	٢٦	٥٧	٤٠	٧١

المجموع

تحقق من صحة الفرض القائل ، أصول المجتمعات الثلاث التى أخذت منها العينات (ثانوى عام - صناعى - زراعى) لها متوسطات غير مختلفة فى كل من الابتكار والثقة بالنفس ، .
الحل :

$$١ - \text{نحسب مج س} = ٣٠ + ٢٦ + ٤٠ = ٩٦$$

$$٢ - \text{نحسب مج س ب} = ٦٧ + ٥٧ + ٧١ = ١٩٥$$

$$٣ - \text{مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع أ (الابتكار)}$$

$$= \frac{\sum (\text{مج س})^2}{K \times N} - \sum (١٠) + \dots + \sum (٧) + \sum (٨) + \sum (٤) =$$

$$= \frac{\sum (٩٦)^2}{٣ \times ٥} - ٨٢٤,٠٠ =$$

$$= ٧٤٩,٠٧ - ٨٢٤,٠٠ =$$

$$= ٧٤,٩٣$$

٤ - مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع أ (S_{b11})

$$\frac{\sum (مج س أ)^2}{K \times N} - \frac{\sum (٤٠)^2}{٥} - \frac{\sum (٣٦)^2}{٥} - \frac{\sum (٣٠)^2}{٥} =$$

$$٧٤٩,٠٧ - ٧٥٩,٢٠ =$$

$$١٠,١٣ =$$

٥ - مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع أ (S_{w11})

= الخطوة (٣) - الخطوة (٤)

$$١٠,١٣ - ٧٤,٩٣ =$$

$$٦٤,٨٠ =$$

٦ - مجموع المربعات الكلى للمتغير التابع ب (الثقة بالنفس)

$$\frac{\sum (مج س ب)^2}{K \times N} - \sum (١٨)^2 + \dots + \sum (١٦)^2 + \sum (١٦)^2 + \sum (١٠)^2 =$$

$$\frac{\sum (١٩٥)^2}{٣ \times ٥} - ٢٧٥٣,٠٠ =$$

$$٢٥٣٥,٠٠ - ٢٧٥٣,٠٠ =$$

$$٢١٨,٠٠ =$$

٧ - مجموع المربعات بين المجموعات للمتغير التابع ب (S_{b22})

$$\frac{\sum (مج س ب)^2}{K \times N} - \frac{\sum (٧١)^2}{٥} - \frac{\sum (٥٧)^2}{٥} - \frac{\sum (٦٧)^2}{٥} =$$

$$٢٥٣٥,٠٠ - ٢٥٥٥,٨٠ =$$

$$٢٠,٨٠ =$$

٨ - مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع ب (S_{w22})

= الخطوة (٦) - الخطوة (٧)

$$20,80 - 218,00 =$$

$$197,20 =$$

٩ - مجموع المربعات الكلى لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين التابعين أ ، ب

$$..... + (16) \times (7) + (16) \times (8) + (10) \times (4) =$$

$$\frac{[مج س ب] \times [مج س أ]}{K \times ن} - (18) \times (10) + +$$

$$\frac{(190) \times (106)}{3 \times 5} - 1490,00 =$$

$$1378,00 - 1490,00 =$$

$$112,00 =$$

١٠ - مجموع المربعات بين المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة

للمتغيرين أ ، ب (S_{b12})

$$\frac{[مج س ب] \times [مج س أ]}{K \times ن} - \frac{71 \times 40}{5} + \frac{57 \times 36}{5} + \frac{67 \times 30}{5} =$$

$$1378,00 - 1380,40 =$$

$$2,40 =$$

١١ - مجموع المربعات داخل المجموعات لحاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين

التابعين أ ، ب (S_{w12})

= الخطوة (٩) - الخطوة (١٠)

$$2,40 - 112,00 =$$

$$109,60 =$$

يلاحظ أن $(S_{b21}) = (S_{b12})$

كذلك $(S_{w21}) = (S_{w12})$

١٢- نحسب قيمة Λ :

$$\begin{aligned}
 & \frac{\begin{bmatrix} S_{w12} & S_{w11} \\ S_{w22} & S_{w21} \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} S_{b12} & S_{b11} \\ S_{b22} & S_{b21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{w12} & S_{w11} \\ S_{w22} & S_{w21} \end{bmatrix}} = \Lambda \\
 & \frac{\begin{bmatrix} 109,60 & 74,80 \\ 197,20 & 109,60 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 2,40 & 10,13 \\ 20,80 & 2,40 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 109,60 & 74,80 \\ 197,20 & 109,60 \end{bmatrix}} = \\
 & \frac{(109,60) \times (109,60) - (197,20) \times (74,80)}{\begin{bmatrix} 2,40 + 109,60 & 10,13 + 74,80 \\ 20,80 + 197,20 & 2,40 + 109,60 \end{bmatrix}} = \\
 & \frac{12012,16 - 12778,06}{\begin{bmatrix} 112,00 & 74,93 \\ 218,00 & 112,00 \end{bmatrix}} = \\
 & \frac{12012,16 - 12778,06}{(112) \times (112) - (218,00) \times (74,93)} = \\
 & \frac{776,40}{12044,00 - 16334,74} = \\
 & \frac{776,40}{3790,74} = \\
 & 20,22 =
 \end{aligned}$$

١٣- نحسب قيمة f ، ويلاحظ أن $P = 2$ (عدد المتغيرات التابعة) $K = 3$ (عدد المتغيرات المستقلة)

$$\text{إذن } f = \frac{[1 - K - K \times n]}{1 - K} \times \frac{\sqrt{\Lambda} \sqrt{V} - 1}{\sqrt{\Lambda} \sqrt{V}}$$

$$\frac{[1 - 3 - 3 \times 5]}{1 - 3} \times \frac{\sqrt{,2022} - 1}{,2022} =$$

$$\frac{11}{2} \times \frac{,45 - 1}{,45} =$$

$$6,72 =$$

وعند درجات حرية $[(1 - K)^2, (1 - K - K \times n)^2]$

$$[(1 - 3)^2, (1 - 3 - 3 \times 5)^2]$$

$$4, 22$$

نجد أن القيم الجدولية لـ ف،

عند مستوى ٠٥، هي ٢,٦٢

عند مستوى ٠١، وهي ٤,٣١

وبالتالي فقيمة ف، المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية، وعلى هذا لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات الثلاث في كل متغير من المتغيرين .
 أي أنه لا توجد فروق في الابتكار بين طلاب التسليم العام والصناعي والزراعي، وكذلك لا توجد فروق في الثقة بالنفس بين طلاب التعليم العام والصناعي والزراعي، وبالتالي نقبل الفرض الصفري .
 ملاحظة :

وجود دلالة إحصائية لقيمة ف، ككل الناتجة أو عدم دلالتها تعود للارتباط بين مجالي المتغيرين التابعين موضع القياس .

وفي مثالنا السابق جاءت النتائج من ف، الكلية معلنة عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب المدارس المختلفة في الابتكار والثقة بالنفس، ويشير ذلك إلى ارتباط عال بين هذين المتغيرين التابعين يمكن أن يحسب من القوانين التقليدية للارتباط أو من القانون :

$$r = \frac{S_{w12}}{\sqrt{(S_{w22}) \times (S_{w11})}}$$

$$,97 = \frac{109,70}{113,04} = ,97$$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بجدول كما يلي :

[illegible]

الفصل الرابع عشر تحليل التقاير

تحليل التغاير Analysis of Covariance

مقدمة :

يهدف التصميم التجريبي الجيد إلى ضبط المتغيرات التي يمكن أن تؤثر على المتغير التابع نتيجة تأثير المتغير المستقل ، بحيث يمكن للباحث في النهاية أن يرى تأثير المتغير المستقل فقط ، وليس كل ما صاحب المتغير المستقل من متغيرات . وقد اعتمدت التصميمات السابقة إما على أسلوب المزاوجة (المناظرة) بين الأفراد أو على القياس لأكثر من مرة أو ما سميناه أسلوب القياسات المتكررة .

إلا أن هناك متغيرات لا نستطيع لاعتبارات عملية إخضاعها للضبط أو يصعب معها الاستفادة من التصميمات التي سبق ذكرها .

فربما مذعت الجهات المسؤولة بعض الباحثين من تكرار القياس ، وربما لا يسمحون بتقسيم الفصول أو الفصل الواحد ، وربما صعب على الباحث توحيد مستوى ذكاء عينته أو مستوى تحصيلها أو مستواها الاقتصادي أو جعله في فئة واحدة قبل إجراء بحثه ، هذا بالإضافة إلى عيوب بعض التصميمات التي تعتمد على فكرة مناظرة المجموعات .

وهذا ما جعل الحاجة إلى أسلوب إحصائي يتكيف أو يستوعب آثار المتغيرات غير المضبوطة ، أو يخلصنا من تأثيرها (أو يجرى تصحيحا Adjust) على الظاهرة المقيسة .

نفرض أن باحثاً أراد أن يكشف عن أثر برنامج لتنمية دافع الاستطلاع عند الأطفال ، وفي سبيل ذلك اختار مجموعتين من الأطفال عشوائياً اعتبر إحداها تجريبية والأخرى ضابطة ، وتوقع الباحث نتيجة ما لديه من خلفية نظرية حول البحث ودراسات سابقة أن الذكاء له دور هام في دافع الاستطلاع ، لقد توقع الباحث أن الأطفال الذين يتمتعون بذكاء أعلى سوف يكون تفاعلهم مع البرنامج أعلى مما يؤثر في النهاية على دافع الاستطلاع لديهم مقارنة بالأطفال الذين يتسمون بذكاء أقل . ولذلك فقد قرر اختيار اختبار للذكاء يصلح للأطفال موضع البحث ، وطبق هذا الاختبار عليهم قبل إجراء تجربته وقبل تعريض الأطفال للبرنامج . والباحث الآن لا يريد أن يفقد أحداً من الأطفال لقد حصل على هاتين المجموعتين بعد صعوبة الموافقة من

الجهات المعنية . وبالفعل أصبح الان لدى الباحث درجات المجموعتين في الذكاء ، وقام بالبدء في تطبيق البرنامج الذي استمر ثمانية أسابيع بعدها قام الباحث بتطبيق اختبار بعدى لقياس دافع الاستطلاع ، وبالفعل أصبح لديه أيضا درجات للمجموعتين في دافع الاستطلاع والان يود الباحث التحقق من فعالية البرنامج .

لقد كنا في السابق نحاول ضبط المجموعتين في متغير الذكاء قبل بداية التجربة وقد رفض الباحث الذي نحن بصدده تلك الفكرة نظرا لأنه ليس لديه استعداد الموافقة على استبعاد بعض الأطفال حتى يضمن المكافأة بين المجموعتين على الأقل ، وإن كان الأفضل اختيار أطفال المجموعتين عن طريق المزاوجة .

إن الأسلوب الإحصائي الذي يستطيع أن يعقد المقارنة بين المجموعتين التجريبية والضابطة مع التكيف مع متغير الذكاء يطلق عليه تحليل التباين والذي نسميه اختصارا ANCOVA وقد توصل إليه ، فشر ، كما سبق أن وصل إلى تحليل التباين .

وتحليل التباين يربط بين فلسفة تحليل التباين وتحليل الانحدار Regression Analysis ويطلق على المتغير الذي توقع الباحث أهميته (الذكاء) اسم المتغير الملازم أو المصاحب Covariate .

ويهدف تحليل التباين إلى إجراء تكيف أو تعديل للبيانات المأخوذة قبل التجربة مباشرة في ضوء الفروق التي توجد لدى الأفراد قبل إدخالهم للتجريب وذلك في المتغير المصاحب ، وربما أكثر من متغير مصاحب . ويستفاد من درجات هذا المتغير المصاحب في تصحيح حد الخطأ (خطأ التباين) .

ويعتمد تكيف أو تعديل البيانات هنا على قيمة الارتباط بين المتغير المصاحب والمتغير التابع . وربما يتطرق إلى ذهن البعض أن تحليل التباين يستطيع بذلك أن يحول البحث من بحث له تصميم تمهيدي Pre-Experimental Design أو شبه تجريبي Quazi-Experimental Design إلى بحث أو تصميم تجريبي True-Experimental Design وهذا غير صحيح لأن نوع التصميم التجريبي للبحث يظل كما هو والمعالجة الإحصائية أقصى ما تقدمه التكيف مع المتغيرات المتوافرة .

وربما يتطرق أيضا إلى ذهن البعض سؤال مثل : هل هناك معيار لأخذ متغير مصاحب وترك غيره ؟

إن المتغير المصاحب الذي يجب أخذه في الاعتبار يشترط عدم انخفاض معامل التحديد الخاص به مع المتغير التابع عن ٩٪ وهذا يعنى أن الارتباط اللازم لقبول متغير مصاحب مع متغير تابع ما يجب ألا يقل عن ٣٠٪ وإذا كان التباين للمتغير س يقدر طبقاً للقانون .

$$ع^2 (التباين) = \frac{\text{مج} (س - \bar{س})^2}{ن}$$

حيث ع : الإنحراف المعياري

س : الدرجة الخام

س : متوسط الدرجات

ن : عدد أفراد العينة

فإن التباين يقدر بالتباين المتلازم في متغير تابع ومتغير مصاحب يرتبط به طبقاً للقانون :

$$\text{تغ (التباين)} = \frac{\text{مج} (س - \bar{س}) (ص - \bar{ص})}{ن - ١}$$

حيث س : الدرجة الخام للمتغير المصاحب مثلاً .

ص : الدرجة الخام للمتغير التابع .

س : متوسط المتغير المصاحب .

ص : متوسط المتغير التابع .

ن : عدد أفراد العينة .

وكما يعتمد تحليل التباين التقليدي إلى تقسيم المجموع الكلي للمربعات إلى قسمين هما مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع المربعات داخل المجموعات ، فإن تحليل التباين يعتمد على تقسيم المجموع الكلي للمربعات إلى قسمين لكل من المتغير المصاحب والتابع وكذا المجموع الكلي لحواصل ضرب انحرافات درجات كل من المتغيرين عن متوسط كل منهما إلى قسمين :
أما قسما المجموع الكلي للمربعات فهما :
١ - مجموع المربعات بين المجموعات .

٢ - مجموع المربعات داخل المجموعات .

وأما قسما المجموع الكلى لحواصل ضرب الانحرافات فهما :

١ - مجموع حواصل الضرب بين المجموعات .

٢ - مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات .

تعديل تباين المتغير التابع في تحليل التباين Adjusted Variance

يستند تحليل التباين على فكرة الانحدار ومن ثم على معامل الانحدار ، وهذا المعامل يعبر عنه بميل الخط المستقيم (ظل الزاوية) الذى يربط بين المتغير المصاحب وليكن «س» ، والمتغير التابع «ص» . وهذا الخط الذى نطلق عليه خط الانحدار يبين مقدار ما نستطيع أن نتنبأ به من درجات المتغير التابع من معلوماتنا عن درجات المتغير المصاحب . وكما يعتمد تحليل التباين التقليدى على انحراف الدرجات يعتمد تحليل التباين على انحرافات البواقي عن خط الانحدار ، أى جزء التباين الذى لا يرتبط بالمتغير المصاحب ، وهذا ما يلزم إجراء تعديل على تباين المتغير التابع أو بالأحرى على مجموع المربعات للمتغير التابع «ص» . طبقا للصيغ التالية :

١ - المجموع الكلى المعدل للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

= المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير ص

$$\frac{[\text{المجموع الكلى لحواصل ضرب المتغيرين}]^2}{\text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير س}}$$

٢ - المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير ص

$$\frac{[\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}]^2}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير س}}$$

٣ - المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= المجموع الكلى المعدل للمربعات بخصوص المتغير ص

- المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير ص .

ومن القيم المعدلة بالمجموع بين المجموعات والمجموع داخل المجموعات

يمكن استخدام النسبة بينهما لتقدير القيمة «ف» .

فإن اتضح عدم وجود دلالة إحصائية لـ «ف» المحسوبة عند مقارنتها بالقيم النظرية (الجدولية) . كان على الباحث الاستدلال على أن متوسطات المتغير التابع «ص» غير مختلفة بافتراض أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية أو غير مختلفة .
وإن اتضح أن «ف» لها دلالة إحصائية تؤكد وجود فروق ، كان على الباحث الاستدلال على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات المعدلة للمتغير التابع ص عند افتراض تساوى أو عدم اختلاف متوسطات المتغير المصاحب .

ولما كانت قيمة «ف» التى اتضحت دلالتها الإحصائية لا تحدد أى المجموعات أو المعالجات أكثر فعالية وجب علينا العودة إلى قيم متوسطات المجموعات موضع المقارنة ، ولكن يجب أخذ الأمر بحذر ، فلن نتعامل مع المتوسطات كما هى بل يجب علينا تعديلها قبل إجراء المقارنة (ويمكن استخدام المقارنات المتعددة بين المتوسطات المعدلة طبقاً لإحدى الطرق التى سبق شرحها) .

والمتوسط المعدل للمتغير التابع «ص» يحسب من قانون على الصورة

$$\bar{ص}_r = \bar{ص} - [\bar{م} - \bar{س}_r]$$

$$\times \frac{\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير ص}}$$

حيث

$\bar{ص}_r$: المتوسط المعدل لمجموعة ما فى المتغير التابع .

$\bar{ص}$: المتوسط قبل التعديل لنفس المجموعة فى المتغير التابع .

$\bar{س}_r$: المتوسط العام للمجموعات فى المتغير المصاحب .

$\bar{س}$: متوسط المجموعة فى المتغير المصاحب .

$$\text{علما بأن ميل خط الانحدار} = \frac{\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير ص}}$$

طريقة التحليل :

ويسير التحليل الإحصائى لهذا النوع من التصميم تبعا لمراحل أربع كما سوف

نعرض .

نفرض أن لدينا ثلاث مجموعات الأولى ضابطة والأخرى تجربيتان ، وأراد الباحث أن يقارن بين هذه المجموعات في متغير ما وليكن « الفطنة » كما تقاس بأحد المقاييس ورأى الباحث أن متغير مثل المستوى الاقتصادي له علاقة بهذا المتغير لذلك فقد قام بقياس متغير المستوى الاقتصادي قبل كل شيء ثم قاس متغير « الفطنة » والآن يود التحقق من دلالة الفروق بين المجموعات الثلاث على اعتبار متغير المستوى الاقتصادي متغير مصاحب . وجاءت بياناته كما يتضح من الجدول .

ضابطة A		تجريبية B		تجريبية C	
الاقتصادي	الفطنة	الاقتصادي	الفطنة	الاقتصادي	الفطنة
ص	ص	ص	ص	ص	ص
س _١ A	ص _١ A	س _١ B	ص _١ B	س _١ C	ص _١ C
س _٢ A	ص _٢ A	س _٢ B	ص _٢ B	س _٢ C	ص _٢ C
س _٣ A	ص _٣ A	س _٣ B	ص _٣ B	س _٣ C	ص _٣ C
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
س _ن A	ص _ن A	س _ن B	ص _ن B	س _ن C	ص _ن C
—————	—————	—————	—————	—————	—————
مج س A	مج ص A	مج س B	مج ص B	مج س C	مج ص C
<p>احسب : ن س كذلك ن ص</p> <p>مج س = مج س A + مج س B + مج س C</p> <p>مج ص = مج ص A + مج ص B + مج ص C</p>					

والمراحل الأربع التي سوف نسير عليها كما يلي :

المرحلة الأولى : بخصوص المتغير المصاحب «س»

١ - المجموع الكلي للمربعات بخصوص المتغير المصاحب س

$$= [س_١A]^2 + [س_٢A]^2 + [س_٣A]^2 + \dots + [س_نA]^2 +$$

$$+ [س_١B]^2 + \dots + [س_نB]^2 + \frac{(\text{مج س})^2}{ن س}$$

٢ - مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير المصاحب س

$$\frac{[مج س]_A^2}{n_1} + \frac{[مج س]_B^2}{n_2} + \frac{[مج س]_C^2}{n_3} + \frac{[مج س]^2}{N} =$$

٣ - مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المصاحب س

= الخطوة (١) - الخطوة (٢)

ويمكن تلخيص خطوات تلك المرحلة في جدول مثل جدول تحليل التباين أحادي

الاتجاه التقليدي وحساب قيمة ف.

المرحلة الثانية : بخصوص المتغير التابع ص

٤ - المجموع الكلي للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= [ص]_{A_1}^2 + [ص]_{A_2}^2 + \dots + [ص]_{A_r}^2 +$$

$$+ [ص]_{B_1}^2 + \dots + [ص]_{C_0}^2 + \frac{[مج ص]^2}{N}$$

٥ - مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$\frac{[مج ص]_A^2}{n_1} + \frac{[مج ص]_B^2}{n_2} + \frac{[مج ص]_C^2}{n_3} + \frac{[مج ص]^2}{N} =$$

٦ - مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= الخطوة (٤) - الخطوة (٥)

ويمكن تلخيص خطوات المرحلة في جدول تحليل التباين أحادي الاتجاه التقليدي

وحساب قيمة ف.

المرحلة الثالثة : بخصوص حاصل ضرب المتغيرين س ، ص

٧ - المجموع الكلي بخصوص حاصل الضرب س × ص

$$= [س \times ص]_{A_1} + [س \times ص]_{A_2} + \dots +$$

$$\frac{(مج ص) \times (مج ص)}{ن ص} + [C_0 ص \times C_0 ص] + \dots + [B_1 ص \times B_1 ص] +$$

٨ - مجموع حواصل الضرب بين المجموعات

$$\frac{[مج ص_A \times مج ص_A]}{ن_1} + \frac{[مج ص_B \times مج ص_B]}{ن_2}$$

$$\frac{(مج ص) \times (مج ص)}{ن ص} - \frac{[مج ص_C \times مج ص_C]}{ن_3} +$$

٩ - مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات

= الخطوة (٧) - الخطوة (٨)

المرحلة الرابعة : إجراء التعديل Adjusted

١٠ - مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{[الخطوة (٧)]}{الخطوة (١)} -$$

١١ - مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{[الخطوة (٩)]}{الخطوة (٣)} -$$

١٢ - مجموع المربعات المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

= الخطوة (١٠) - الخطوة (١١)

١٣ - نحسب قيمة F،

متوسط المربعات المعدل بين المجموعات (التباين المعدل بين المجموعات)

متوسط المربعات المعدل داخل المجموعات (التباين المعدل داخل المجموعات)

ويمكن تلخيص النتائج كما هو الحال في تحليل التباين التقليدي أحادي الاتجاه .

مثال : فى دراسة للكشف عن أثر طرق لتدريس الرياضيات لطلاب الصف الثالث الإعدادى ، راعى الباحث إجراء ضبط لمتغير المعلومات فى هذا المجال (الرياضيات) نتيجة دراسة الطالب من قبل وخبراته من البيئة بتطبيق اختبار لهذا الأمر ، وبعد تطبيق طرق التدريس الثلاث على ثلاث مجموعات عشوائية حجم كل منها ٥ طلاب ، طبق الباحث اختباراً بعدياً فى تحصيل الرياضيات ، وجاءت الدرجات كما يلى :

الطريقة التقليدية A		الطريقة الحديثة B		الطريقة الحديثة C	
قبل	بعد	قبل	بعد	قبل	بعد
س	ص	س	ص	س	ص
٥	٤	٣	٢	٤	٣
٤	٤	٢	١	٤	٢
٤	٥	٢	٢	٣	٢
٥	٣	١	٢	٥	٣
٦	٥	٤	٣	٢	١
مجموع س A	مجموع ص A	مجموع س B	مجموع ص B	مجموع س C	مجموع ص C
٢٤ =	٢١ =	١٣ =	٩ =	١٨ =	١١ =

تحقق من صحة الفرض القائل: ، لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات المعدلة لدرجات تحصيل المجموعات الثلاث ، .
الحل : يلاحظ أن أحجام المجموعات الثلاث متساوية

$$N_1 = N_2 = N_3 = 5$$

$$\text{ويلاحظ أن } N_S = 5 + 5 + 5 = 15$$

$$N_{ص} = 5 + 5 + 5 = 15$$

$$\text{مجموع س} = 24 + 13 + 18 = 55$$

$$\text{مجموع ص} = 21 + 9 + 11 = 41$$

وعلىنا أن نسير فى المراحل الأربع على النحو الآتى :

المرحلة الأولى : بخصوص المتغير المصاحب «س»

١ - المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير س

$$\frac{\sum (s_i)^2}{10} = \frac{2^2 + \dots + 4^2 + 4^2 + 5^2}{10} =$$

$$= 225,00 - 201,67$$

$$= 23,33$$

٢ - مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير س

$$= \frac{\sum (s_i)^2}{10} - \frac{2^2}{5} - \frac{18^2}{5} - \frac{13^2}{5} - \frac{24^2}{5} =$$

$$= 213,80 - 201,67$$

$$= 12,13$$

٣ - مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير س = 23,33 - 12,13 =

$$= 11,20$$

المرحلة الثانية : بخصوص المتغير التابع «ص»

٤ - المجموع الكلى للمربعات بخصوص المتغير التابع ص

$$\frac{\sum (v_i)^2}{10} = \frac{1^2 + \dots + 5^2 + 4^2 + 4^2}{10} =$$

$$= 137,00 - 112,07$$

$$= 24,93$$

٥ - مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{\sum (v_i)^2}{10} - \frac{11^2}{5} - \frac{9^2}{5} - \frac{21^2}{5} =$$

$$= 128,60 - 112,07$$

$$= 16,53$$

٦ - مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$= 24,93 - 16,53$$

$$= 8,40$$

المرحلة الثالثة: بخصوص حاصل ضرب المتغيرين س ، ص

٧ - المجموع الكلي لحاصل الضرب س × ص

$$= \frac{(41) \times (55)}{10} - [1 \times 2] + \dots + [5 \times 4] + [4 \times 4] + [4 \times 5]$$

$$= 170,00 - 100,33$$

$$= 69,67$$

٨ - مجموع حواصل الضرب بين المجموعات

$$= \frac{(41) \times (55)}{10} - \frac{[11 \times 18]}{0} + \frac{[9 \times 13]}{0} + \frac{[21 \times 24]}{0}$$

$$= 163,80 - 100,33$$

$$= 63,47$$

٩ - مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات = 69,67 - 63,47

$$= 6,20$$

المرحلة الرابعة : اجراء التعديل .

١٠ - المجموع الكلي للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع ص

$$= \frac{[69,67]^2}{23,23} - 24,93$$

$$= 16,58 - 24,93$$

$$= 8,35$$

١١- مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$\frac{2[6,20]}{11,20} - 8,40 =$$

$$3,43 - 8,40 =$$

$$-4,97 =$$

١٢- مجموع المربعات المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص

$$8,35 - 4,97 =$$

$$3,38 =$$

١٣- ولحساب قيمة 'ف' ، فإن الأمر يتطلب توفر درجات حرية للتباين المعدل بين

المجموعات وكذا للتباين المعدل داخل المجموعات

يلاحظ أن التباين بين المجموعات أو داخلها سواء قبل التعديل كما في تحليل التباين الاحادي الاتجاه أو بعد التعديل كما في تحليل التباين يأتي من قسمة مجموع المربعات المناظر لكل منهما على درجات الحرية المناظرة أيضا .

وكما هو معروف فإن درجات الحرية للكلية (العدد الكلي لدرجات الحرية)

$$= \text{جميع أفراد المجموعات} - 1$$

والآن لقد فقدنا درجة واحدة للحرية نتيجة وجود المتغير المصاحب ، وبطبيعة الحال فإذا كان لدينا أكثر من متغير مصاحب فإن ذلك يفقدنا درجات حرية على نفس العدد ، أي أن درجات الحرية يقل بنفس عدد المتغيرات المصاحبة ، ويظهر ذلك فقط في درجات الحرية الخاصة بمجموع المربعات المعدل داخل المجموعات .

أما بالنسبة لمجموع المربعات المعدل بين المجموعات فهي تبقى كما هو الحال في تحليل التباين الأحادي .

وعلى ذلك فإن :

$$\text{درجات الحرية بين المجموعات} = \text{عدد المجموعات} - 1$$

$$\text{درجات الحرية داخل المجموعات}$$

$$= \text{جميع أفراد المجموعات} - \text{عدد المجموعات} - \text{عدد المتغيرات المصاحبة}$$

درجات الحرية للكلية = درجات الحرية بين المجموعات + درجات الحرية داخل المجموعات

وفي مثالنا السابق يلاحظ أن :

$$\text{درجات الحرية بين المجموعات} = 3 - 1 = 2$$

$$\text{درجات الحرية داخل المجموعات} = 15 - 3 - 1 = 11$$

وعلى ذلك فإن :

$$\text{متوسط المربعات (التباين) المعدل بين المجموعات} = \frac{3,38}{2} = 1,69$$

متوسط المربعات (التباين) المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع

$$= \frac{4,97}{11} = 0,45$$

وتصبح قيمة $F = \frac{\text{التباين المعدل بين المجموعات بخصوص المتغير التابع ص}}{\text{التباين المعدل داخل المجموعات بخصوص المتغير التابع ص}}$

$$= \frac{1,69}{0,45} = 3,75$$

وعند درجات حرية ٢ ، ١١ نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة إحصائياً مما يشير إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في المتوسط المعدل لتحصيل الطلاب في الرياضيات باختلاف الطرق بافتراض أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية . ويمكن تلخيص النتائج السابقة كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٣,٣٨	٢	١,٦٩		
داخل المجموعات	٤,٩٧	١١	٠,٤٥	٣,٧٥	غير دال
الكلية	٨,٢٥	١٣			

وبالطبع فإذا كان الباحث في المثال السابق لا يعلم شيئاً عن طرق التدريس أكثر

من تصنيفها إلى ثلاث أنواع فإن تباين الخطأ في هذه الحالة هو ما نصل إليه في تحليل التباين التقليدي كما ظهرت نتيجته أنه دال احصائياً .

ولذلك فالباحث الماهر هو الذي يتوقع من خلال إطار بحثه النظري وخلفيته النظرية حول الموضوع الذي يدرسه أن متغيراً آخر (وليكن المعلومات السابقة في الرياضيات أو المستوى الاقتصادي) يرتبط بالمتغير التابع ، وبالتالي فهو يزيد من كفاءة التنبؤ وما يتوصل إليه من نتائج ، لأنه يصحح من تباين الخطأ .

ملاحظة :

في المثال السابق قيل في نص المسألة : راعى الباحث ضبط المتغير وكان هذا الضبط في صورة تقدير درجات المجموعات الثلاث قبل كل شيء في الرياضيات وقبل البدء بإجراء تجربته .

فإذا فرضنا أن الباحث إكتفى فقط بالاختيار العشوائي للمجموعات الثلاث ولم يفكر نهائياً في ضبط مستوى معلومات الطلاب في الرياضيات وقام باستخدام تحليل التباين أحادي الاتجاه على درجات الطلاب في الاختيار البعدي لجاءت لنا النتائج كما يوضحها الجدول القادم .

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٦,٥٢	٢	٨,٢٧		
داخل المجموعات	٨,٤٠	١٢	٠,٧٠	١١,٨٠	٠,١
الكل	٢٤,٩٢	١٤			

ومن هذا يتضح وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات تحصيل الطلاب باختلاف طريقة التدريس . وهي نتيجة تختلف عما توصلنا إليه عند توقعنا لدور المستوى الاقتصادي كمتغير مصاحب .

أن تباين الخطأ أو ما يسمى التباين (متوسط المربعات) داخل المجموعات يدل على الانحراف غير المضبوط الذي يرجع إلى محض الصدفة في التصميم التجريبي الكامل لأي مجموعة عن متوسط المجموعات . وهو خطأ التقدير أو حد الخطأ حيث تعد مستويات المتغير المستقل (طرق التدريس) هي المنبئ الوحيد .

الشروط التي يستند عليها لاستخدام تحليل التباين :

يعتمد إجراؤنا لتحليل التباين على توفر عدد من الشروط هي :

- ١ - الشروط التي يستند عليها تحليل التباين (سبق ذكرها)
(أ) استقلالية المجموعات موضع المقارنة .
(ب) التوزيع الاعتدالي لدرجات الظاهرة في المجتمعات موضع الدراسة .
(ج) تجانس تباين درجات الظاهرة في المجتمعات موضع الدراسة .
- ٢ - قيم المتغير المصاحب أو المتغير Covariate تعتبر قيم ثابتة وتقاس بدون خطأ .
- ٣ - دلالة وخطية العلاقة بين المتغير المصاحب والمتغير التابع .
- ٤ - تجانس الانحدار داخل المجموعات (ميل خطوط الانحدار أي معاملات الانحدار متساوية أي تكون خطوط الانحدار متوازية) .

ولما كانت الشروط الواردة في (١) قد تم مناقشتها عند بدايات شرح موضوع تحليل التباين فإنه سوف نكتفي بعرض طرق التحقق من الشرطين (٣) ، (٤) .

الكشف عن دلالة وخطية العلاقة بين المتغيرين المصاحب والتابع

Significance of Linear Regression

وللكشف عن دلالة الانحدار علينا أن نمر في الخطوات الآتية :

- ١ - نحسب مجموع المربعات التي ترجع إلى الانحدار

$$= \frac{[\text{المجموع الكلي لحواصل الضرب}]^2}{\text{المجموع الكلي للمربعات بخصوص المتغير المصاحب (س)}}$$

- ٢ - درجات حرية مجموع المربعات التي ترجع إلى الانحدار = ١

$$= \frac{\text{الخطوة (١)}}{\text{الخطوة (٢)}} = \text{متوسط المربعات (التباين) التي ترجع إلى الانحدار}$$

- ٤ - البواقي (الخطأ) = المجموع الكلي للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع

ص .

- ٥ - درجات حرية الخطأ = جميع أفراد المجموعات - عدد المجموعات - عدد

المتغيرات المصاحبة .

$$٦ - \text{متوسط البواقي (تباين الخطأ)} = \frac{\text{الخطوة (٤)}}{\text{الخطوة (٥)}}$$

$$٧ - \text{تحسب قيمة النسبة «ف»} = \frac{\text{الخطوة (٣)}}{\text{الخطوة (٦)}}$$

فإذا جاءت نسبة «ف» المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية فألنا نستطيع رفض الفرض الصفري ونستنتج أن هناك انحدار دال احصائيا للمتغير المصاحب (س) على المتغير التابع (ص) وبالتالي تكون قيمة الارتباط بينهما دالة احصائيا أيضا .
وإذا أردنا معرفة قيمة معامل الارتباط فإما أن نستخدم أحد أساليب معامل الارتباط لبيرسون مثل طريقة الدرجات الخام أو نستخدم الصورة التالية .

$$r = \frac{[\text{مجموع حواصل الضرب داخل المجموعات}]}{[\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير المصاحب}] \times [\text{مجموع المربعات داخل المجموعات للمتغير التابع}]}$$

وإذا أجرينا الخطوات السابقة للكشف عن دلالة الانحدار ومعامل الارتباط نجد أن :

١ - مجموع المربعات التى ترجع إلى الانحدار

$$= \frac{[\text{المجموع الكلى لحواصل الضرب}]}{\text{المجموع الكلى للمربعات بخصوص (س)}}$$

$$= \frac{2(19,67)}{23,33}$$

$$= 16,58$$

٢ - وعند درجات الحرية = ١

$$٣ - \text{فإن متوسط المربعات (التباين) التى ترجع إلى الانحدار} = \frac{16,58}{1}$$

$$= 16,58$$

٤ - البواقي (الخطأ) = المجموع الكلى للمربعات المعدل بخصوص المتغير التابع

(ص) .

$$= 8,35$$

٥ - درجات حرية الخطأ = ١٥ - ٣ - ١

$$= ١١$$

٦ - متوسط البواقي (تباين الخطأ) = $\frac{٨,٣٥}{١١} = ٠,٧٦$

$$٧ - ف = \frac{١٦,٥٨}{٠,٧٦}$$

$$= ٢١,٨٤$$

وعند درجات حرية ١ ، ١١ نجد أن القيمة المحسوبة دالة احصائيا مما يشير إلى دلالة الانحدار أو إلى أن هناك انحدار دال للمتغير المصاحب (س) على المتغير التابع (ص) ويشير أيضا إلى أن هناك ارتباط دال إذا أردنا أن نعرف قيمته فأننا نحسب القيمة من القانون الذي سبق ذكره .

إذن

$$r = \sqrt{\frac{2(٦,٢٠)}{(٨,٤٠) \times (١١,٢٠)}}$$

$$r = \sqrt{,٤١}$$

= ٠,٦٤ , ويمكننا تلخيص ما سبق في جدول كما يلي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين متوسط المربعات	قيمة « ف »	مستوى الدلالة
بين المجموعات	١٦,٥٨	١	١٦,٥٨		
داخل المجموعات	٨,٣٥	١١	٠,٧٦	٢١,٨٤	٠,٠١
الكلي	٢٤,٩٣	١٢			

الكشف عن تجانس الانحدار داخل المجموعات

أن الأمر هنا يتطلب التحقق من أن ميل خطوط الانحدار للمجموعات موضع المقارنة غير مختلفة ، بمعنى أن :

ميل خط الانحدار في المجموعة الأولى = ميل خط الانحدار في المجموعة الثانية = ميل خط الانحدار في المجموعة الثالثة . وهو أمر يجب أن يتحقق منه الباحث قبل الإقدام على استخدام تحليل التباين وعليها للكشف عن تجانس الانحدار أن نسير في الخطوات التالية :

نرصد البيانات الأساسية للمتغيرين S ، V ونحسب لكل مجموعة مربعات المتغير المصاحب (S) ونحسب مربعات المتغير التابع (V) ، ونحسب حواصل الضرب للقيم المتناظرة $S \times V$ وعليها أن نرصد لكل مجموعة $\sum S$ ، $\sum V$ ، $\sum S \times V$

ومن بيانات مثالنا الذي نتعامل معه في هذا الجزء نجد

الطريقة التقليدية A					الطريقة الحديثة B					الطريقة الحديثة C				
S	V	S^2	V^2	$S \times V$	S	V	S^2	V^2	$S \times V$	S	V	S^2	V^2	$S \times V$
٥	٤	٢٥	١٦	٢٠	٢	٣	٤	٩	٦	٤	٣	١٦	٩	١٢
٤	٤	١٦	١٦	١٦	١	٢	١	٤	٢	٤	٢	١٦	٤	٨
٤	٥	١٦	٢٥	٢٠	٢	٢	٤	٤	٤	٣	٢	٩	٤	٦
٥	٣	٢٥	٩	١٥	١	٢	١	٤	٢	٥	٣	٢٥	٩	١٥
٦	٥	٣٦	٢٥	٣٠	٢	٤	٤	١٦	٨	٢	١	٤	١	٢
٢٤					١٣					١٨				
	٢١					٩					١١			
مجموع S		١١٨					٢٧					٧٠		
مجموع V			٩١					١٩					٢٧	
مجموع $S \times V$				١٠١					٢٦					٤٣

أولاً : نحسب مجموع المربعات لكل من المتغير المصاحب والمتغير التابع وحاصل ضربيهما لكل طريقة (مجموعة)

$$\text{مجموع المربعات للمتغير } S = \frac{(\sum S)^2}{N} - \sum S^2$$

$$\text{إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) } 2,80 = \frac{2(24)}{5} - 118 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) } 3,20 = \frac{2(13)}{5} - 37 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) } 5,20 = \frac{2(18)}{5} - 70 =$$

$$\text{ويكون مجموع المربعات للمتغير ص = مج ص} - \frac{2(\text{مج ص})}{\text{ن}}$$

$$\text{إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) } 2,80 = \frac{2(21)}{5} - 91 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) } 2,80 = \frac{2(9)}{5} - 19 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) } 2,80 = \frac{2(11)}{5} - 27 =$$

وليس شرط أن تظهر القيم متساوية

$$\text{ويكون مجموع حواصل الضرب = مج س ص} - \frac{\text{مج س} \times \text{مج ص}}{\text{ن}}$$

$$\text{إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) } 2,20 = \frac{21 \times 24}{5} - 101 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) } 2,60 = \frac{9 \times 13}{5} - 26 =$$

$$\text{إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) } 3,40 = \frac{11 \times 18}{5} - 43 =$$

ثانيا : نحسب المجموع المعدل للمربعات لكل من المجموعات الثلاث (لكل طريقة)
بخصوص المتغير التابع (ص) تبعا للقانون .

المجموع المعدل للمربعات = مجموع المربعات للمتغير (ص)

$$\frac{[\text{مجموع حواصل الضرب}]^2}{\text{مجموع المربعات للمتغير (س)}}$$

$$\text{إذن للمجموعة الأولى (الطريقة التقليدية) } = 2,80 - \frac{2(2,20)}{2,80} = 2,79$$

$$\text{إذن للمجموعة الثانية (الطريقة B) } = 2,80 - \frac{2(2,60)}{3,20} = 2,69$$

$$\text{إذن للمجموعة الثالثة (الطريقة C) } = 2,80 - \frac{2(3,40)}{5,20} = 2,58$$

ويمكننا عرض الذي توصلنا إليه في جدول كما يلي :

المجموعة	مجموع مربعات س	مجموع مربعات ص	مجموع حاصل الضرب	المجموع المعدل للتابع ص	المجموع
A	2,80	2,80	2,20	2,79	SD
B	3,20	2,80	2,60	2,69	4,06
C	5,20	2,80	3,40	2,58	
المجموع	11,20	8,40	6,20	4,97	

مع ملاحظة أن المجموع المعدل للمربعات داخل الطرق (المجموعات) يتبع نفس القانون :

$$4,97 = \frac{2(6,20)}{11,20} - 8,40 = S_0$$

ثالثا : نحسب النسبة ف، تبعا للقانون التالي

$$F = \frac{\frac{S_D - S_b}{1 - K}}{\frac{S_D}{N - 2K}}$$

حيث S_b : مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات

S_D : مجموع المربعات المعدل لجميع المجموعات

K : عدد المجموعات

N : جميع أفراد المجموعات

بدرجات حرية K - 1 ، N - 2K

وعلى هذا فإن

$$F = \frac{\frac{4,97 - 4,06}{1 - 3}}{\frac{4,06}{3 \times 2 - 15}}$$

$$F = \frac{\frac{,91}{2}}{\frac{4,06}{9}}$$

$$F = \frac{,46}{,45} = 1,02$$

وبالرجوع إلى جدول الدلالة الاحصائية لـ ف، نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة احصائيا ، وبذلك لا نستطيع رفض الفرض الصفري ، مما يعنى أن الفرق بين ميول خطوط انحدار المجموعات الثلاث غير دالة أى أن خطوط الانحدار متوازية . وبذلك يكون شرط تجانس الانحدار فى المجموعات الثلاث متوفر .

وتتعدد أنماط تحليل التباين في ضوء عدد المتغيرات ومن الأنسب الاعتماد على الحاسب الآلي لاستخراجها نظرا لتعقيدات خطواتها وطولها ، وتأتي النتائج عند استخدام حزمة البرامج Spss- X لبيانات أحد البحوث على النحو التالي :

A model with a covariate					
*** ANALYSIS OF VARIANCE ***					
PRESTIGE RESP'S OCCUPATIONAL PRESTIGE SCORE					
by REGION REGION OF INTERVIEW					
SEX					
RACE					
with EDUC HIGHEST YEAR SCHOOL COMPLETED					
Source of Variation	Sum of Squares	DF	Mean Square	F	Sig. of F
Covariates	23715.522	1	23715.522	191.701	.000
EDUC	23715.522	1	23715.522	191.701	.000
Main Effects	2708.380	10	270.838	2.189	.018
REGION	1202.574	5	160.322	1.215	.288
SEX	10.610	1	10.610	.086	.770
RACE	1425.415	1	1425.415	11.522	.001
2-Way Interactions	3144.833	17	184.990	1.493	.092
REGION SEX	1349.220	5	166.653	1.363	.211
REGION RACE	1138.839	5	142.356	1.151	.328
SEX RACE	534.154	1	534.154	4.315	.038
3-Way Interactions	1683.399	6	277.233	2.241	.039
REGION SEX RACE	1683.399	6	277.233	2.241	.039
Explained	31232.135	34	918.592	7.423	.000
Residual	62205.957	422	123.711		
Total	93438.092	456	182.978		

500 cases were processed.
43 cases (8.6 pct) were missing.

منطلقات تقويمية :

١ - هناك ضرورة للحصول على قيم المتغير المصاحب (س) قبل إجراء التجربة ، بمعنى قبل تعريض المفحوصين للمعالجات ، حتى يصبح هناك استقلالية بين المتغير المتوقع مصاحبه للمتغير التابع والمعالجات . ولا يجب أن يفهم من ذلك أن المتغير المصاحب خاصية خارجية عن وحدة التحليل Extrinsic Attribute وهي المفحوص فالخاصية المصاحبة أو المتغير المصاحب يمكن عزوه إلى نطاق خارجي مثل المستوى الاقتصادي لأسرة المفحوص أو أعمار والدي المفحوص ومن الممكن أن تكون الخاصية المصاحبة أو المتغير المصاحب لا يمكن اعزائه إلى نطاق خارجي فكلا المتغير المصاحب (س) والمتغير التابع (ص) خصائص داخلية محتواه في المفحوص نفسه .

وعموماً فإن من الحذر اللازم جمع بيانات المتغير المصاحب قبل تطبيق المعالجات سواء كان المتغير المصاحب خاصية داخلية للمفحوص أو خاصية خارجية عنه ، كما يؤكد على ذلك Ferguson و Takane في طبعتهما الأخيرة (١٩٨٩) .

٢ - لا يجب اعتبار تحليل التباين من الأساليب التي تقدم نتائج أو تكشف عن آثار سببية نسبية Relative Causal Effects ولا يمكن اعتباره عوضاً عن تحليل التباين ثنائي الاتجاه مثلاً الذي يأخذ في اعتباره كلا من المتغير (س) والمعالجات كمتغيرين مستقلين للكشف عن دورهما في المتغير التابع (ص)

٣ - إن الافتراض الأساسي عند إجراء تحليل التباين يكمن في أن متوسطات المتغير المصاحب متساوية وهذا بطبيعته غير وارد للمجتمعات الخاصة بعينات أو مجموعات التجريبية في عالم الواقع . no such puplations may exist in . nature

والقضية هنا فيها نوع من التسليم عن أصل احصائي أو أصول احصائية يتساوى فيها المفحوصين في المتغير المصاحب وليكن الذكاء أو المستوى الاقتصادي أو العمر أو الوزن أو المستوى الاجتماعي ويشير Scheffe إلى أهمية الحذر عند استخدام هذا الأسلوب من التحليل ولا وصل الأمر بالباحث إلى إجابة صحيحة على أسئلة غير صحيحة .

٤ - يلجأ بعض الباحثين إلى إتخاذ مجموعة ضابطة مع المجموعات موضع المقارنة بحيث لا يعرضها لبرامجها مثلاً ويحق له إدخال أكثر من مجموعة ضابطة ويطلق عليه Ferguson اسم Intact Groups ، ويصبح لا دور لهذه المجموعات إذا أخذ المتغير المصاحب عين الاعتبار في تصنيف المفحوصين . ولكن بطبيعة الحال فإن المتغير المصاحب يدخل نطاق التحليل الاحصائي ويجب الحذر عند تفسير النتائج في ضوء قيمة «ف» ، لأن الفروق في هذا المتغير ربما نشأت عن ظروف مختلفة لا يمكن السيطرة عليها .

٥ - أن تحليل التباين يستخدم أكثر في الحالات التي لا تؤثر فيها المعالجات على المتغير المصاحب ، وهذا لا يعني أننا لا نستخدمه في الحالات التي تؤثر فيها المعالجات على المتغير المصاحب بل يجب أن نراعى الحذر في تفسير نتائج

التجارب ، حيث أنه في هذه التجارب عندما نتخلص من أثر أو تساوى أثر المتغير المصاحب نكون قد تحفظنا على جزء من تأثير المعالجات . مع مراعاة أن تحليل التباين لا ينطوي على أى افتراضات عن العلاقة السببية بين المتغير المصاحب (ص) والمتغير التابع (ك) ، وإن كانت هذه العلاقة من المفاهيم المختفية غير الصريحة في هذا التصميم الإحصائي .

٦ - كما اتضح، فإن فكرة تحليل التباين تعتمد على عدد من الافتراضات ، ويعد انتهاك Violated بعض الافتراضات مقاوماً لفاعلية هذا الأسلوب وهذا ما يدفع البعض إلى الابتعاد عن هذه الطريقة حينما تتوفر إمكانية استخدام طرق إحصائية بديلة تراعى المتغيرات المرغوب ضبطها .

الكفاية النسبية لتحليل التباين :

عندما نجرى تحليل التباين فأنا نفترض تساوى قيم متوسطات المتغير المصاحب قبل إجراء التجربة وربما يتساءل البعض هل هناك كسب من هذا التحليل وما نسبه هذا الكسب إذا تم فعلاً ؟

وهو يقصد من ذلك ما يطلق عليه الكفاية النسبية لتحليل التباين مقارنة بتحليل التباين التقليدي .

والقانون التالي يعطى لنا نسبة ما نحتاج إليه من المفحوصين زيادة على العدد المتوفر بالتجربة (تجربة البحث) لنحصل على نفس الدقة في المقارنات التى تتم بتحليل غير تحليل التباين .

$$\text{الكفاية النسبية} = \frac{\text{مج ص}^2_{\text{ع}}}{\text{ن} - \text{ك}} \div \left[\frac{\text{مج ص}^2_{\text{ب}}}{\text{مج ص}^2_{\text{ع}} \times (1 - \text{ك})} + 1 \right]$$

حيث : مج ص^٢_ع : مجموع المربعات داخل المجموعات بخصوص المتغير

التابع (ص)

ن : جميع أفراد المجموعات

ك : عدد المجموعات

مج س^٢_ب : مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير (س)
 مج س^٢_غ : مجموع المربعات بين المجموعات بخصوص المتغير (س)
 ع^٢_{س غ} : متوسط مجموع المربعات المعدل داخل المجموعات بخصوص
 المتغير التابع (ص) .

وبلاحظ أن لدينا هذه المعلومات فقد تم حسابها من قبل في مثالنا السابق .

$$\text{مج ص}^2_{\text{خ}} = ٨,٤٠$$

$$\text{ن} = ١٥$$

$$\text{ك} = ٣$$

$$\text{مج س}^2_{\text{ب}} = ١٢,١٣$$

$$\text{مج س}^2_{\text{غ}} = ١١,٢٠$$

$$\text{ع}^2_{\text{س غ}} : (\text{من الجدول النهائي لتحليل التباين}) = ,٤٥$$

وعلى ذلك فإن :

$$\frac{٨,٤٠}{١ - ١٥} = \text{الكفاية النسبية لهذا التصميم} \\ \left[\frac{١٢,١٣}{١١,٢٠ \times (١ - ٣)} + ١ \right] ,٤٥$$

$$\frac{,٧٠}{\left[\frac{١٢,١٣}{٢٢,٤٠} + ١ \right] ,٤٥} = \text{الكفاية النسبية}$$

$$\frac{,٧٠}{,٦٩} =$$

$$١,٠١ =$$

$$\% ١٠١ =$$

وهذا يعنى إننا كنا بدون تحليل التباين نحتاج إلى ١ ٪ من المفحوصين زيادة على العدد الموجود الحالى فى التجربة ، وذلك لنحصل على نفس الدقة فى المقارنات التى حصلنا عليها باستخدام تحليل التباين .

وإذا كانت كفاءة تصميم تحليل التباين فى مثالنا السابق تبدو منخفضة جداً فإن ذلك بسبب عدم وجود فروق ذات احصائية بين متوسطات المتغير التابع (ص) عند افتراض تساوى المتوسطات للمتغير المصاحب .

ولكن فى مسائل أخرى حينما نحصل على قيمة F ، دالة احصائياً أى عكس ما كان فى مثالنا فإن قيمة الكفاءة النسبية سوف تختلف اختلافاً ملحوظاً . لدرجة إنه فى بعض الأحيان نصل إلى كفاية نسبية أكثر من ٢٥٠ ٪ مثلاً وهذا يعنى إنه بدون تحليل التباين كنا نحتاج إلى ١٥٠ ٪ من المفحوصين زيادة على العدد الذى استخدم فى التجربة حتى نصل إلى نفس دقة المقارنات التى حصلنا عليها من استخدام تحليل التباين .

الفصل الخامس عشر
التحليل الإحصائي الماورائي

التحليل الإحصائي الماورائي

دراسة علي بحوث عن الفعالية الذاتية في ضوء بعض المتغيرات

ملخص :

هدفت هذه الدراسة إلى التعريف بالتحليل الماورائي (Meta- Analysis) وأهمية الاستفادة منه في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . ولهذا فقد تناولت أهم طرق التحليل الإحصائي الماورائي والمؤشرات ذات الأهمية التي يعتمد عليها، مع تطبيق تلك المؤشرات على عدد ١٨ بحثاً سابقاً حول الفاعلية الذاتية ، جملة عياداتها ١٤٤٠ فرداً في مراحل الطفولة والمراهقة والشباب .

وقد أسفرت الدراسة عن خمس طرق للتحليل الماورائي لنتائج البحوث السابقة ، عادت إلى رائد هذا الأسلوب العالم Glass عام ١٩٧٦م وبالإضافة إلى طريقته ، ظهرت طرق أخرى مثل طريقة Mansfield and Busse وطريقة Stouffer وطريقة Hedges and Olkin وطريقة Hunter and Schmidt .

وانتهت الدراسة الحالية إلى تحديد لمؤشرات التحليل الماورائي لنتائج البحوث السابقة تمثلت في التعامل مع ما يعرف بحجم التأثير Effect Size ونسبة التباين المفسر ، وذلك في حالات الكشف عن الفروق باستخدام اختبارات مثل ت ، ف ، ... الخ أو في حالات الكشف عن العلاقات باستخدام معاملات مثل ر ، ϕ ، θ ، .. الخ ، ويسير التعامل في هذه الحالات في سبع خطوات هي : حساب متوسط مربع إيتا في حالة الفروق أو حساب مربع الارتباط ، r^2 في حالة العلاقات - حساب متوسط حجم التأثير - حساب التباين المشاهد - حساب تباين خطأ العينة - حساب الانحراف المعياري للبواقي - حساب قيمة مربع كاي - حساب الدلالة الإحصائية لمربع كاي .

وهدفت هذه التعاملات الكشف في نتائج الدراسات السابقة عن كونها متجانسة فيما توصلت إليه أو متسقة من عدمه . وشروط هذا التجانس في الدراسات تتطلب التوصل إلى قيمة لمربع كاي غير دالة إحصائياً ، وإن الانحراف المعياري للبواقي Residual Standard Deviation يأتي أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع ، بالإضافة إلى تفسير قدر مقبول من التباين .

وتم تطبيق هذه الخطوات على ١٨ دراسة تناولت برامج لتنمية فاعلية الذات

Self-Efficacy . واستخدمت اختبارات إحصائية لدلالة الفروق مثل ت ، ف ... الخ وكشف نتائج المعالجات بهذا الأسلوب عن :

* وجود تأثير إيجابي متوسط أو منخفض في الغالب للبرامج المستخدمة في تنمية فاعلية الذات لدى الأفراد عموماً في الطفولة والمراهقة والشباب .

* استراتيجيات التغذية الراجعة والنموذج والتنظيم الذاتي تقوم بدور جوهري في تنمية الفاعلية الذاتية لدى الأفراد وإن كانت كل من استراتيجية النموذج والتنظيم الذاتي تؤثر بمستوى أقل من تأثير استراتيجية التغذية الراجعة .

أولاً : مدخل إلى مشكلة الدراسة :

نشأت منذ وقت الحاجة إلى بحوث تكاملية Research Intergration بين نتائج الدراسات المختلفة ، بهدف الوصول من خلالها إلى استنتاجات تستوعبها ككل (فؤاد أبو حطب وآمال صادق ، ١٩٩١ ، ١٢٢) (Lippy and Wilson. 2001.) (16-25) وأحد مداخل نتائج الدراسات ما يعرف بالتحليل الماورائي أو البعدي Meta Analysis .

ويهدف التحليل الماورائي إلى التوصل إلى وصف كمي دقيق غير متحيز لنتائج مجموعة من الدراسات أو البحوث حول موضوع معين ومدى اتساق نتائج هذه البحوث . حيث يهتم هذا النوع من التحليل بتقويم دقيق للمواد التي نشرت بالفعل ، من خلال تناول منظم متكامل لنتائج البحوث والدراسات السابقة نشرها- في ضوء تحديد مشكلة ، وتلخيص بعد تمحيص للبحوث السابقة (رجاء أبو علام ، ٢٠٠٤ ، ٥٨٧) (Neill , 2004) . نظراً لأن هذه البحوث السابقة التي دارت حول موضوع بعينه قد لا يدعم بعضها بعضاً ، مما يجعل المشتغلون بوضع السياسات يعانون من صعوبات في اتخاذ القرار استناداً إلى نتائج البحوث .

ولقد ظهرت بوادر محاولات استخدام أسلوب التحليل الماورائي ، قبل نحو خمسين عاماً ، ورائد هذا الأسلوب هو العالم Glass الذي طرحه كأسلوب جديد لتحليل البيانات في عام ١٩٧٦ معرقاً له بأنه تحليل إحصائي لمجموعة من النتائج التي توصلت إليها دراسات سابقة ، كل منها على انفراد ، والهدف من هذا الأسلوب الوصول إلى تكامل بعد تسجيل خصائص هذه الدراسات ونتائجها كمياً واعتبار ذلك نوعاً من البيانات التي تحتاج إلى تطبيق طرق إحصائية إكمالية عليها في جملتها

للوصول إلى نتيجة أعم وأشمل وأكمل حول نتائج هذه البحوث ، (Gass,et al. 1981,21) .

ويميز Glass بين ثلاثة أنواع من التحليل يجب أن تمر بها البحوث والدراسات العلمية هي :

تحليل أولي Primary Analysis : ويقصد فيه استخدام أساليب إحصائية مناسبة لإجراء تحليلات لبيانات جمعت بخصوص بحث أو دراسة - وهناك تحليل ثانوي Secodary Analysis ينطوي على إعادة التحليل Re- Analysis لبيانات جمعت لبحث أو دراسة وسبق تحليلها أي خضعت من قبل للتحليل بهدف الإجابة عن تساؤلات محددة أو التحقق من صحة فروض ، وذلك باستخدام أساليب إحصائية أخرى أو أكثر مناسبة من التي سبق استخدامها ، أو لمزيد من الإجابة عن أسئلة جديدة باستخدام نفس البيانات . أما النوع الثالث من التحليل فهو ما يعرف بالتحليل الماورائي (البعدي) Meta Analysis ويعنى إعادة تحليل للتحليل الأولي أو الثانوي من جملة أو مجموع البحوث والدراسات التي تمت متباعدة أو كل منها على إنفراد حول نفس الموضوع التي قد تكون في ميادين مثل التربية وعلم النفس .

ففي ميدان علم النفس مثلاً إذا كان إهتمامنا بموضوع مثل الفعالية الذاتية Self-Efficacy ، حيث اتضح أن للأفراد نظاماً ذاتياً يمكنهم من التحكم في أفكارهم ومشاعرهم وأفعالهم . وهذا النظام يتضمن القدرة على الترميز والتعلم من الآخرين ووضع استراتيجيات بديلة في تنظيم الفرد لسلوكه الذاتي ، من منطلق أن معتقدات الفرد عن فعاليته الذاتية تظهر من خلال الإدراك المعرفي للقدرات الشخصية ، والخبرات المباشرة وغير المباشرة ، كما تعكس هذه المعتقدات قدرة الفرد (طفل - مراهق - شاب) في أن يتحكم في معطيات البيئة من خلال الأفعال ، والوسائل التكيفية التي يقوم بها ، والثقة بالنفس في مواجهة ضغوط الحياة (Bandura, 1989,729) (Alexander and fred.1998) فإن علينا حينما نريد إجراء ما يعرف بالتحليل الماورائي حول هذا الجانب من ميكانيزمات الشخصية ، إن نستعرض نتائج الدراسات والبحوث السابقة حول فعالية الذات ، وبالتالي قد حددنا الموضوع ، ثم تجميع الدراسات والبحوث السابقة للتأكد من علاقتها بموضوع البحث المحدد ، بعدها يتم توصيف لهذه الدراسات والبحوث السابقة، وفقاً لمتغيرات منها سنة النشر ، مصدر النشر ، حجم العينة ، جنس العينة ونوع العينة ونوع معالجة البيانات ، وبلى ذلك

عملية جدولة لهذا التوصيف في ضوء هذه المتغيرات، وتكون الخطوة الأخيرة معالجة بيانات هي نتائج أنت بها هذه الدراسات السابقة أو توصلت إليها.

ويبدو أن التحليل الإحصائي الماورائي كأسلوب لا يختلف عن غيره من أساليب ومناهج البحث من حيث تحديد المشكلة وصياغة فروض وتحديد وقياس المتغيرات واختيار عينة (من البحوث) وتحليل نتائج بيانات هذه العينة وصولاً إلى نتائج تحتاج إلى المناقشة والتفسير. وهو بهذه المواصفات منهج امبريقي كامل قابل للاستعادة والتكرار (فؤاد أبو حطب وآمال صادق، ١٩٩١، ١٢٨) (Seditt and Rishar, 2002).

ولقد أخذت فكرة التحليل الإحصائي الماورائي أهميتها واعتمادها في مجال العلوم التربوية والنفسية، حيث بواسطتها لا يتم فقط تحديد مدى الحاجة إلى إجراء المزيد من البحوث في مجال معين، بل فحص مصداقية النظريات التي طرحت على ضوء ما يتم التوصل إليه من نتائج تكاملية من عينات مختلفة، ويمكن أن نطلق عليها الموازي الكمي لمراجعة البحوث والدراسات السابقة. (Carson et al, 1990, 236).

وتتماز طريقة التحليل الإحصائي الماورائي في مراجعة البحوث والدراسات السابقة بأنها ليست فقط لإجبار الباحث على تمحيص التراث السابق، بل لتكميم الاتجاهات التي اسفرت عنها البحوث السابقة من خلال النظرة الإجمالية لإحجام الأثر Effect Size أو حجم التأثير التي يمكن التوصل إليها من معالجة نتائج هذه الدراسات السابقة، حيث تزداد قوة الاختيار الإحصائي Power of the test بالجمع بين نتائج الدراسات السابقة. (Panicker, 1999) (Rosenthal, 2000).

من منطلق أن مقاييس حجم التأثير هي الوجه المكمل للاختبارات الإحصائية بمستويات دلالتها المختلفة والتي تعتمد على أحجام العينات مثل اختبارات «ت» T-Test أو «ف» المستخدمة في تحليل التباين Analysis of variance وغيرها. إن الكثير من البحوث تقرر نتائجها معتمدة على الدلالة الإحصائية دون محاولة الكشف عن مقدار العلاقة القائمة بين المتغيرات، وتصبح هناك مغالاة في تفسير النتائج اعتماداً على مستويات الدلالة، التي لا تكشف عن مدى تأثير الانتماء لعينة معينة على المتغير التابع وهو الدلالة العلمية للنتائج التي يكشف عنها حجم التأثير (زكريا الشربيني، ١٩٩٥، ١٧٨) (صلاح مراد، ٢٠٠٠، ٢٤٦). إن فكرة حجم التأثير تعتمد على صياغة الفروق بين المتوسطات بالنسبة للانحراف المعياري أو الخطأ المعياري أو

التعبير عن العلاقة بين المتغيرات المستقلة من جهة والمتغيرات التابعة من جهة أخرى، عن طريق استخراج حجم تباين المتغير التابع الذي يمكن تفسيره عن طريق المتغير المستقل . (Cohen,1988,10) .

ثانياً : أسئلة الدراسة :

١- ما طرق التحليل الإحصائي الماورائي وما هي أساليب التأثير الجوهرية التي يمكن الاستفادة منها مع هذا النوع من التحليل في البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية .

٢- ما هي مؤشرات التحليل الإحصائي الماورائي التي يمكن الاستفادة منها في البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية ، وبالتالي تكشف عن الدلالة العملية لنتائج تلك البحوث فضلاً عن الدلالة الإحصائية التي توصلت إليها تلك البحوث.

٣- إلى أي مدى تتسق نتائج الدراسات السابقة في واحد من جوانب الشخصية (فعالية الذات) وتحديداً التي استخدمت استراتيجيات أو برامج لرفع مستوى فعالية الذات وذلك إذا أجرينا على نتائج تلك الدراسات مؤشرات التحليل الإحصائي الماورائي .

٤- هل يكشف التحليل الإحصائي الماورائي لنتائج الدراسات السابقة عن استراتيجيات أو برامج أهم من غيرها في تحسين فعالية الذات لدى الافراد عموماً (أطفال - مراهقون - شباب) .

ثالثاً : أهمية الدراسة :

تبرز أهمية دراستنا الحالية في :

١- التعرف بالتحليل الإحصائي الماورائي ومؤشراته ، وأهميته في الكشف عن الدلالة العملية لنتائج البحوث فضلاً عن الدلالة الإحصائية .

٢- توجيه القائمين على البحوث الاجتماعية والتربوية والنفسية بضرورة الاهتمام بالدلالة العملية للنتائج وليس فقط الإحصائية .

٣- توفير نموذج في ميدان علم النفس «الفعالية الذاتية» ثم الاستفادة من

التحليل الإحصائي الماورائي فيه، وكيف يتم مناقشة وتفسير النتائج مع هذا التحليل.

رابعاً : خلفية نظرية عن التحليل الماورائي للبحوث مع التركيز على بحوث عن الفاعلية الذاتية :

سوف نتناول في هذا الجزء بتركيز مختصر أربعة أجزاء فرعية هي طرق التحليل الماورائي ومفهوم حجم التأثير وأساليبه وخطوات التحليل الماورائي ومعنى الفاعلية الذاتية.

١ - طرق التحليل الماورائي :

على الرغم من اتفاق معظم الباحثين على جوهرية أسلوب التحليل الماورائي إلا أنه يعتمد على عديد من الطرق يمكن تصنيفها ملخصة إلى خمس طرق في ضوء أفكار (Noortgate and Patrick, 2003) ، (Hunter and Schmit, 2004) .

هناك طرق للتحليل الماورائي تناولها التراث النظري عند كل من :

(1968)- Drown، (1998)- Varan (2003)- Noortgate and Patrick (2004)- Hunter and Schmit ويمكن عرضها فيما يلي :

١- طريقة جلاس Glass (حصر دراسات في مجال واحد - استخدام وحدة قياس مشتركة - استخدام أكثر من مقياس لنفس المتغير يعتبره أكثر من نتيجة يتعامل معها) .

٢- طريقة مانسفيلد وبوس Masfield and Buss (حصر دراسات في مجال واحد - حساب حجم أثر واحد هو متوسط حجوم أثر نتائج المقاييس المتماثلة) .

٣- طريقة ستوفر Stouffer (حصر دراسات في مجال واحد - جمع مستويات الدلالة بعد تحويلها إلى Z score لكل مستوى دلالة - يقسم المجموع على الجذر التربيعي لعدد الدراسات - يستخرج مستوى دلالة مقابل Z المتوسطة) .

٤- طريقة كارسون وآخرون Carson et al. (مراعاة حصر دراسات في مجال

واحد يكون مجموع Z فيها = صفر) .

٥- طريقة هنتر و شميدت Hunter and Schmit (حصر دراسات في مجال واحد - تحول كل دراسة إلى حجم أثر - جمع أحجام الأثر ...) .

٦- طريقة هيدجز وأولكن Hedges and Olkin (حصر دراسات في مجال واحد - حساب حجم أثر لكل دراسة - حساب تجانس نتائج الدراسات) .

٢ - حجم التأثير وأساليبه :

من الواضح أن فكرة حجم التأثير تتغلغل في أهميتها عند إجراء طرق التحليل الماورائي غالباً . وتوجد أساليب إحصائية متعددة يستفاد منها في تحديد أو حساب حجم التأثير للمتغير المستقل تحديداً كمياً . ويطلق على هذه الأساليب تسميات مثل قوة الترابط Association وسعة مقاييس التأثير ، ومؤشرات الاستخدام Utility وتدور فكرة حجم التأثير (قوة العلاقة) في هذه الأساليب حول تقدير نسبة من التباين الكلي ترجع إلى التباين المنتظم ، بمعنى نسبة التباين الكلي الذي يمكن تفسيره أو تبريره أو تعديله Accounted for بالمتغير المستقل (فؤاد أبو حطب وأمال صادق، ١٩٩١ ، ٩٤) (Cohe, 1988, 10) .

ويمكن تصنيف أساليب التأثير - قوة العلاقة - إلى صنفين (Glass et al., 1981) (29) (Kiess, 1989, 512) (زكريا الشربيني ، ٥٩٩١) (رشدي فام ، ١٩٩٧ ، ٧٢) (زكريا الشربيني ، ٢٠٠١) (Scott and Rishard, 2002, 2-6) (Neil, 2004) :-

أ) أساليب إحصائية للكشف عن حجم التأثير في البحوث المهمة بالفروق:

١- أساليب حجم التأثير في البحوث المهمة بالفروق بأساليب بارامترية :

** في حالة استخدام اختبار t، لدلالة فروق عينتين مستقلتين :

حجم التأثير (η) إيتا = $\sqrt{\frac{t^2}{t^2 + \text{درجات الحرية}}}$ (وهي أيضاً معامل الارتباط الثنائي)

حجم التأثير = $t = \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$ (طريقة Hedges' G)

** في حالة استخدام اختبار "ت" لدلالة فروق عينتين مترابطتين:

$$\text{حجم التأثير } (\Delta) \text{ دلّتا} = \sqrt{\frac{(r-1)^2}{n}}$$

ر : معامل الارتباط بين درجات التطبيقين القبلي والبعدي.

** في حالة اختبار "Z" لدلالة فروق مجموعتين مستقلتين

$$\text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا} = \sqrt{\frac{\sum Z^2}{2 - \sum N + \sum Z}}$$

** في حالة حساب الفروق بين مجموعتين تجريبية وضابطة :

$$\text{حجم التأثير } (\Delta) \text{ دلّتا} = \frac{\bar{S}_E - \bar{S}_T}{\bar{S}_E} \quad \begin{array}{l} \text{(طريقة Cohen's)} \\ \text{(طريقة Glass's delta)} \end{array}$$

\bar{S}_E : متوسط المجموعة التجريبية ، \bar{S}_T : متوسط المجموعة الضابطة

\bar{S}_E : الانحراف المعياري للمجموعة الضابطة .

$$\text{حجم التأثير} = \sqrt{\frac{t^2}{n^2}} \quad \text{(عينتان تجريبية وضابطة متساويتان)}$$

$$\text{حجم التأثير} = \frac{\bar{A}_j - \bar{A}_{\text{ض}}}{\sqrt{\frac{K(K-1)}{2} \left[\frac{1}{N_{\text{ض}}} + \frac{1}{N_j} \right]}}$$

حيث :

\bar{A}_j ، $\bar{A}_{\text{ض}}$ النسبة المئوية التي نجحت في المجموعة التجريبية وفي المجموعة الضابطة .

N_j ، $N_{\text{ض}}$ عدد أفراد كل من المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة .

$$K = \frac{\bar{A}_j + \bar{A}_{\text{ض}}}{2}$$

** في حالة استخدام تحليل التباين (ف)

$$\frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{المجموع الكلي للمربعات}} = \text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا أو } (\omega) \text{ أومجا}$$

$$\frac{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times [F - 1]}{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times [F] + \text{درجة حرية التباين داخل المجموعات}} = \text{حجم التأثير } (\eta) \text{ إيتا أو } (\varepsilon) \text{ إبسلون}$$

$$\frac{\bar{M}_j - \bar{M}_{\text{ض}}}{\sqrt{\frac{\text{التباين بين المجموعات}}{F}}} = \text{حجم التأثير}$$

حيث \bar{M}_j : متوسط المجموعة التجريبية ، \bar{M}_c : متوسط المجموعة الضابطة
يجب أن نعلم أن (η إيتا) هو رمز لاتيني Greek Letter Eta وكذا (ω) و (ϵ)
** في حالة حساب الفروق لعينتين مستقلتين أو مترابطتين

$$\text{حجم التأثير } (\Delta) \text{ دلتا} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\text{درجات الحرية}}} \quad \text{(طريقة Cohon's D)}$$

$$\text{حجم التأثير } (G) = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{n_1 + n_2}} \quad \text{(طريقة Hedges's G)}$$

٢ - أساليب حجم التأثير في البحوث المهمة بالفروق بأساليب لا بارامترية :
** في حالة حساب الفروق بين مجموعتين باستخدام كا^٢

$$\text{حجم التأثير} = \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \quad \text{ت}$$

حيث ت هي قيمة ت في جداول ت عند درجات حرية $n_1 + n_2 - 2$
* في حساب الفروق بين مجموعتين مستقلتين باستخدام اختبار (U) مان - وتلي

$$\text{حجم التأثير} = \frac{\left[\frac{\text{مج ر}}{n_1} - \frac{\text{مج ب}}{n_2} \right]^2}{n_1 + n_2}$$

حيث :

مج ر : مجموع رتب المجموعة الأولى التي حجمها n_1

مج ب : مجموع رتب المجموعة الثانية التي حجمها n_2

* في حالة حساب الفروق بين مجموعتين مترابطتين باستخدام اختبار ويلكوكسن

$$\text{حجم التأثير } q = 1 - \frac{T_{\epsilon}}{n(n+1)}$$

حيث T_{ϵ} : مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة

n : عدد أزواج الدرجات

* في حالة حساب الفروق بين عدة مجموعات مستقلة (تحليل التباين) بطريقة كروسكال - واليز .

$$\text{حجم التأثير } q = \sqrt{\frac{H + 1}{n - m}}$$

حيث :

m : عدد المجموعات

n : العدد الكلي لجميع أفراد المجموعات

H : هي قيمة H الناتجة من اختبار كروسكال - واليز

* في حالة حساب الفروق بين عدة مجموعات مترابطة باختبار فريدمان

$$\text{حجم التأثير } q = \frac{F}{n(m-1)}$$

ويسمى معامل كندال

حيث F : هي قيمة F الناتجة عن اختبار فريدمان .

ب - أساليب إحصائية للكشف عن حجم التأثير في البحوث المهنية بالعلاقات

* في حالة حساب الارتباط بين متغيرين عن طريق الانحدار

$$\text{حجم التأثير} = \frac{t}{\sqrt{t^2 + \text{درجات الحرية}}}$$

* في حالة حساب الارتباط بطريقة مثل بيرسون

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط (r^2)

* في حالة الانحدار البسيط بين متغير منبئ ومتغير متنبأ به لمعرفة قدرة المنبئ على تفسير المتنبأ به .

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط (R^2)

* في حالة الانحدار المتعدد بين متغيرات منبئات من جهة ومتنبأ به أو أكثر

حجم التأثير = مربع معامل الارتباط (R^2)

٣ مؤشرات التحليل الماورائي الجوهرية في البحوث الفارقة والبحوث العلاقية:

١ - حساب متوسط مربع (η^2) أو حساب متوسط معاملات الارتباط .

٢ - حساب متوسط حجم التأثير أو حساب متوسط مربعات معاملات الارتباط .

٣ - حساب التباين المشاهد لقيم مربع إيتا أو معاملات الارتباط .

٤ - حساب تباين خطأ العينة Variance Sampling Error

$$[١ - (\text{الخطوة ١})^2] \times \text{عدد الدراسات}$$

حجم العينة الكلى

■ - حساب الانحراف المعياري للبقايا Residual Standard Deviation

$$= \sqrt{\text{الخطوة (٣) - الخطوة (٤)}}$$

٦ - حساب مربع كاي كا^٢ ودالاتها الإحصائية

وشروط اتساق وتجانس الدراسات في النتائج هي :

* كا^٢ تأتي غير دالة .

* الانحراف المعياري للبقايا أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع .

* قدر مقبول من التباين المفسر في ضوء آراء Marascuilo 1988 وزكريا

الشربيني ١٩٩٥ وهي :

٦٠ ٪ فأكثر أثر مرتفع جداً للمتغير المستقل .

٥٠ ٪ - أقل من ٦٠ ٪ أثر مرتفع للمتغير المستقل .

٤٠ ٪ - أقل من ٥٠ ٪ أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .

٣٠ ٪ - أقل من ٤٠ ٪ أثر متوسط للمتغير المستقل .

٢٠ ٪ - أقل من ٣٠ ٪ أثر أقل من المتوسط للمتغير المستقل .

١٠ ٪ - أقل من ٢٠ ٪ أثر منخفض للمتغير المستقل .

أقل من ١٠ ٪ أثر منخفض جداً للمتغير المستقل .

وفي ضوء هذه المؤشرات ، سوف يتم التعامل على عدد من الدراسات السابقة موضوعها عن الفاعلية الذاتية Self Efficacy وهو من مكونات النظرية الاجتماعية المعرفية في ضوء التعريف بهذا المفهوم النفسى فى مجال علم النفس كما سوف يتضح من الجزء (الرابع) .

وعلى أى حال تفاوتت الآراء حول قيمة حجم التأثير التى تدل على مستويات الدلالة العملية للنتائج فى مقابل الدلالة الإحصائية التى تهتم بمستوى الثقة - Coni- dence Level فيما توصلنا إليه من نتائج فى ضوء عينة البحث وذلك دون تناول ما

يبرز الجانب العملي التطبيقي لهذه النتائج . أى أن الدلالة العملية -Practical Signifi- cant هي تناول إحصائي يستخدم لتحديد جوهرية وأهمية النتائج تطبيقاً وتطويراً . وهو ما افتقدته البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية لفترة كبيرة مما يجعلنا نتفق مع الإشارات بأن ثقافة أغلب هذه البحوث ما تزال متواضعة في عدم إظهارها للدلالة العملية مقابل الدلالة الإحصائية ، وهذا ما دفع بتوصية جمعية علم النفس الأمريكية APA بهذا الخصوص (Neill, 2004) .

وإذا كانت الآراء قد تفاوتت في تحديد مستويات لحجم التأثير وهو العنصر الفعال في الدلالة العملية للنتائج وأهم عنصر في مؤشرات التحليل الماورائي (Cohen, 1988) (Hedges et al. 1993) (زكريا الشربيني ، ١٩٩٥) (Rosenthal, 2000) (Thalheimer and Cook, 2002) .

إلا أنه يمكن اتخاذ القيم التالية معياراً للحكم على مستوى تأثير المتغير المستقل:

٦٠ % فأكثر أثر مرتفع جداً للمتغير المستقل .	} المستوى المرتفع
٥٠ % - أقل من ٦٠ % أثر مرتفع للمتغير المستقل .	
٤٠ % - أقل من ٥٠ % أثر فوق المتوسط للمتغير المستقل .	} في حدود المستوى المتوسط
٣٠ % - أقل من ٤٠ % أثر متوسط .	
٢٠ % - أقل من ٣٠ % أثر أقل من المتوسط .	
١٠ % - أقل من ٢٠ % أثر منخفض .	} المستوى المنخفض
أقل من ١٠ % أثر منخفض جداً .	

وفيما يلي عرض لخطوات التحليل الماورائي ذات الأهمية في البحوث الفارقة والبحوث العلاقية (Cohen, 1988) (زكريا الشربيني ، ١٩٩٥) (Hedges et al., 1993) (زكريا الشربيني ، ٢٠٠٣) (Petitti, 2000) .



٤ - فعالية الذات :

من المكونات المهمة في النظرية الاجتماعية المعرفية Social Cognitive Theory ما يعرف بالفاعلية الذاتية أو فعالية الذات وهي ميكانيزم معرفي يسهم في تغيير السلوك ، وتنطوي على توقع الفرد لقدرته على أداء مهمة محددة واستبصاره بإمكاناته وحسن استخدامها في ظل وجود قدر كاف من الإمكانيات الفسيولوجية والعقلية والنفسية . وهي ذات جانب دافعي وتؤثر في أنماط التفكير والخطط التي يضعها الفرد لنفسه ، ويكمن خلف المعتقدات الضعيفة عن الفعالية الذاتية مستويات أقل من المثابرة والنشاط . ولذلك فهي قوة تفسر الدوافع الكامنة خلف أداء الفرد في المجالات المختلفة ، وتتضمن أحكام الفرد أو توقعاته عن أدائه للسلوك في مواقف تتسم بالغموض ، وتنعكس هذه التوقعات على اختيار الفرد للأنشطة المتضمنة في الأداء والمجهود المبذول ومواجهة المصاعب وإنجاز المهام . ويعتبر إدراك الفعالية الذاتية مسهماً في فهم وتحديد أسباب تنوع تصرفات الفرد ، وفي مثابرته وردود

أفعاله، وضبطه لنفسه ، وأثناء ممارسته لاهتماماته واختياراته (Bandura, 1997, 100) .

إن الفعالية الذاتية بناء تركيبى يشير إلى إدراك الفرد لمهارته ، وقدرته على التصرف بكفاءة ، وكيف أن معتقداته هذه يمكنها أن تؤثر على أفعاله وتصرفاته للتكيف مع المواقف ، إضافة إلى تأثيرها ليس على المواقف فقط بل على الخبرات التى يتعرض لها الفرد طفلاً كان أم راشداً وأيضاً على مثابرتة فى أداء بعض المهام (Conyers, 1998) . لذلك اعتبر أن ما يعتقده الفرد بأن باستطاعته أدائه فى مهمة معينة، والإحاطة بالإمكانات التى قد تعتمد بشكل مكثف على القدرة ، وتعكس تدبؤاً مستقبلياً واستبصاراً عن مدى الجهد الكبير الذى سي بذله الشخص ، تكامل وتفاعل ذلك اعتبر جوهر فعالية الذات . إن توقعات الفعالية هذه من شأنها أن تؤثر فى كل موقف يختاره الفرد ، وكذلك السلوكيات التى يقوم بها ، بالإضافة إلى المثابرة على الأداء والاستمرار فيه . فالأفراد الذين تقل توقعات الفعالية لديهم يميلون إلى تحاشي المواقف والظروف التى تتجاوز معدل إدراكهم لمهارات التكيف التى يشعرون أنهم يتمتعون بها، ولذلك فهم يبحثون دائماً عن الأنشطة والمواقف التى هى متمكنون أو يرون من أن بمقدورهم التعامل معها (Harrison et al., 1997) .

وبالتالى فإن الفعالية الذاتية تعتبر وسيطاً معرفياً للسلوك ، لأن توقع الفرد لفعاليته يحدد طبيعة ومدى السلوك الذى سوف يقوم به ، ومدى الجهد الذى سوف يبذله ، ودرجة المثابرة التى سيتحملها فى مواجهة المشكلة أو الصعوبة المتعرض لها ، من منطلق أن الفعالية الذاتية تحدد ، فيما إذا كان الفرد سوف يعى المهمة التى يقبل على القيام بها أنها فرصة Opportunity أو تهديداً Threat ، ومن ثم تؤثر الفعالية الذاتية لدى الفرد على قراره المتعلق بالقيام بالمهمة أو عدم القيام بها (Benz et al., 1992, 274) (Krueger and Diskson, 1993) . ويبدو أن وجود معتقدات لدى الفرد بأن الأشياء الجيدة فى الحياة لا يمكن الحصول عليها، وأن الأشياء السيئة لا يمكن تجنبها من خلال بذل الجهد ، من شأنه أن يؤدي إلى سلوك غير فعال أو فعالية ذاتية منخفضة المستوى أو ضعيفة (Maddux and lewis, 1995, 133) .

ولقد وجدت علاقة سالبة بين الذاتية والقلق ، حيث الشعور بالخوف والتوتر

الذى ينعكس فى صورة تسارع فى ضربات القلب ، وارتفاع ضغط الدم يخفض من مستوى الفعالية الذاتية (Cozzarelli, 1993) (Melchert et al., 1996) .

ولذا فمن مصادر فعالية الذات لدى الفرد إنجازاته وإتماماته للأداء -Perfor-mance Accomplishment والخبرات Experiences والافتناع أو الاقتناع اللفظى Verbal Persuasion والحالة النفسية والفسولوجية -Psychological and Psycho-logical State .

وهناك استراتيجيات يمكن الاستفادة منها فى رفع مستوى فعالية الذات لدى الأفراد (أطفال - مرافقون - شباب) ، وهى التغذية الراجعة (المرتدة) Feed Back (تزويد الفرد بمعلومات حول أدائه للمهام) ومهارة التنظيم الذاتى للتعلم Self-Regulated Learning Skill (تنظيم الوقت - مهارات الاستذكار - خرائط المفاهيم - تحديد الهدف - مستوى الإنقان - ..) وكذلك من استراتيجيات رفع مستوى فعالية الذات ما يعرف بالنمذجة Modeling (مقدم المثل - مصدر التعلم - مقدم المعيار ... (منى بدوى ، ٢٠٠١ ، ١٥٨) .

ومن أنواع النمذجة التى تستخدم لرفع مستوى الفعالية الذاتية نمذجة الذات Self-Modeling والتعلم الوكالى أو عبر نائب Vicarious Learning ونماذج الرفاق أو الأقران Peer Models .

وقد كشفت الدراسات السابقة عن أن التغيرات الثقافية والاجتماعية والاقتصادية تؤثر على فعالية الأفراد الذاتية ، التى تنعكس على طموحاتهم وجهودهم ومثابرتهم وكذا ردود أفعالهم الانفعالية والقدرة على مواجهة الضغوط والإحباطات فى المواقف الصعبة ومستوى الإنجاز والأداء المدرسى . وترتبط فعالية الذات لدى الطلبة بتحصيلهم الدراسى ارتباطاً موجباً وكذا ترتبط بالقدرة على الأداء فى المجالات المهنية ((Multon, et al., 1991) (Alexander and Fred, 1998)) .

وقد أظهرت الدراسات باستخدام التحليل الماورائى اتساقاً فى نتائج الدراسات التى تناولت فعالية الذات فى علاقتها بالتحصيل الدراسى . بينما وجدت تباینات فى نتائج الدراسات التى تناولت تأثير البرامج التدريبية على تحسين فعالية الذات (محمد عبد السلام ، ٢٠٠٢) . (Pajares, 1996) (Alexander and Fred, 1998) .

فهل تأثير البرامج لتحسين هذا الجانب من الشخصية غير متسقة بالفعل في نتائجها؟ وإذا كانت كذلك فأى أنواع البرامج تكشف عن تحسن أعلى في المستوى الخاص بالفعالية الذاتية؟

خامساً : منهج البحث والإجراءات :

١ - اختيار موضوع الدراسة : جاء موضوع الدراسة الحالية كما يظهر من

العنوان حول استخدام تحليل إحصائي بعدى حديث العهد في اعتماده في بحوث علم النفس والاجتماع ، وذلك مع عينة من الدراسات السابقة في أحد المجالات ذات الأهمية من الشخصية وهو الفعالية الذاتية وتحديد الاستراتيجيات التي تستخدم في تحسين هذا الجانب .

٢ - رصد الخلفية النظرية : جاءت أهمية استعراض جانبين نظريين أساسيين في هذه الدراسة هما :

(أ) مضمون التحليل الماورائي ومعناه واعتماده أسلوب حجم التأثير بأنواعه المختلفة في التصميم الإحصائي المستخدم في الدراسات السابقة (أسلوب فارقي - أسلوب علاقي) .

(ب) معنى الفعالية الذاتية واستراتيجيات تحسينها .

٣ - اختيار الدراسات والبحوث السابقة وتصنيفها : اختير عدد من الدراسات بناء علي بعض المحددات .

١ - الدراسة التي تمت لتحسين فعالية الذات باستخدام أحد الاستراتيجيات .

٢ - الدراسة التي اعتمدت على برنامج تدريبي لتحسين هذا الجانب من الشخصية .

٣ - أن تكون الدراسة خلال الفترة من ١٩٨٥ حتى عام ٢٠٠٣ .

وجاء تصنيف هذه الدراسات في ضوء الاستراتيجية أو البرنامج المستخدم وتحديد حجم العينة في كل دراسة ، وقيمة «ت» أو قيمة «ف» ودرجات الحرية في كل حالة . وقد وصل حجم العينة الإجمالية (١٤٤٠) فرداً في (١٨) بحثاً سابقاً وقع عليها الاختيار .

٤ - معالجة بيانات نتائج الدراسات السابقة :

تم استخدام المؤشرات التي عرضت في دراستنا الحالية والتي تكشف عن تحليل إحصائي ماورائي . وكان الهدف الكشف عن اتساق نتائج الدراسات السابقة عن تأثير البرامج عامة على تحسين الفعالية الذاتية ، وكذا الكشف عن مدى اتساق النتائج لهذه الدراسات السابقة على أولوية بعض الاستراتيجيات عن غيرها . وجاء سير خطوات التحليل الإحصائي الماورائي : بحساب متوسط مربع إيتا - حساب حجم التأثير - حساب التباين المشاهد - حساب تباين خطأ العينة - حساب الانحراف المعياري للبواقي - حساب قيمة مربع كاي - حساب الدلالة الإحصائية لمربع كاي .

واشترط في تجانس نتائج الدراسات السابقة في مجال الفعالية الذاتية أن تأتي قيمة كاي غير دالة إحصائياً ، وأن الانحراف المعياري للبواقي يأتي أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع ، بالإضافة إلى تفسير قدر مقبول من التباين .

سادساً : نتائج الدراسة :

في إطار تطبيق مؤشرات التحليل الإحصائي الماورائي سابقة الذكر وذلك على ١٨ دراسة سابقة اهتمت بتنمية أو تحسين الفعالية الذاتية باستخدام إحدى

الاستراتيجيات (التغذية الراجعة - النموذج - التنظيم الذاتي) ، جاء حجم العينة الإجمالية لهذه الدراسات السابقة ١٤٤٠ منها ٦٧٠ فرداً استخدم معهم استراتيجية التغذية الراجعة وظهرت في ثمان دراسات ، ٤٢٩ فرداً استخدم معهم استراتيجية النموذج وظهرت في ست دراسات ، ٣٢٨ استخدم معهم استراتيجية التنظيم الذاتي وظهرت في أربع دراسات . وفي ضوء معرفة قيمة t ، أو F ، أمكننا التوصل إلى نتائج كلية ونتائج بخصوص كل استراتيجية نستعرضها في الجداول القادمة .

جدول (١)

التحليل الماورائي لإحصاءات الدراسات

التي اهتمت بتأثير البرامج علي فعالية الذات

الدراسة	مربع إيتا	حجم التأثير	الدراسة	مربع إيتا	حجم التأثير	مؤشرات التحليل
١	٠.١٨	١.٤٥	١٠	٠.٠٦	٠.٦٢	متوسط مربع إيتا = ٠.٢٥
٢	٠.٣٧	٢.١٢	١١	٠.٢٥	٢.٠٠	
٣	٠.١٣	١.١٣	١٢	٠.٤٥	٤.٠٦	
٤	٠.١٧	١.٣٩	١٣	٠.٢٣	١.٧٧	متوسط حجم التأثير = ٢.٤١
٥	٠.٣٤	٢.٧٦	١٤	٠.٢٦	٢.٠٨	التباين المشاهد = ٠.٠٣
٦	٠.٥٨	٦.٣٢	١٥	٠.٢١	١.٧٠	تباين خطأ العينة = ٠.٠١
٧	٠.٢٨	٢.٢٦	١٦	٠.٠٣	٠.٤١	الانحراف المعياري للبواقي = ٠.١٤
٨	٠.٠٧	٠.٧٠	١٧	٠.١١	٠.٩٩	قيمة K^2 = ٢.١٩
٩	٠.٠٩	٠.٨٦	١٨	٠.٦٩	٩.٧٦	مستوى دلالة K^2 غير دالة

وتشير نتائج التحليل الماورائي الإحصائي إلى وجود تأثير موجب بصفة عامة للبرامج التي أعدت في هذه الدراسات في تنمية الفعالية الذاتية لدى الفرد ، فقد تراوحت قيمة مربع إيتا بين ٠.٠٣ ، ٠.٦٩ ، ووصل متوسط مربع إيتا إلى ٠.٢٥ وهو قيمة موجبة . وتراوحت حجومات التأثير المناظرة لقيم مربع إيتا بين ٠.٤١ ، ٩.٧٦ ، بمتوسط حجم تأثير قدره ٢.٤١ ويعكس ذلك تأثيراً فاعلاً للبرامج على فاعلية الذات .

ويتضح أن قيمة التباين المشاهد $0,03$ مع تباين لخطأ العينة قدره $0,01$ وانحراف معياري للبيانات قيمته $0,14$ وهو أكبر من ربع حجم تأثير المجتمع [ممثلاً في مربع إيتا ($0,06$)] ، مع قيمة غير دالة إحصائياً لمربع كاي حيث وصلت إلى $2,19$.

جدول (٢)

تصنيف أحجام التأثير التي ظهرت في الدراسات السابقة
لأثر البرامج علي تنمية الفاعلية الذاتية

حجم التأثير	عدد الدراسات	%	مستوى التأثير
$0,50$ فأكثر	٢	$11,11\%$	مرتفع
$0,20$ إلى أقل من $0,50$	٨	$44,44\%$	في حدود المتوسط
أقل من $0,20$	٨	$44,44\%$	منخفض

ويمكن تصنيف أحجام التأثير في الجدول السابق على النحو التالي الموضح بجدول (٢) :

يكشف الجدول السابق عن أن ما يقرب من 44% من البرامج لها تأثير متوسط ومثل هذه النسبة لها تأثير منخفض بينما 11% تقريباً من البرامج لها تأثير مرتفع .

ويمكننا الوصول إلى الجملة العلمية التالية :

«هناك تأثير إيجابي متوسط ومنخفض في الغالب للبرامج المستخدمة في تنمية فعالية الذات لدى الأفراد» .

وإذا قمنا باستخدام التحليل الماورائي لإحصاءات (نتائج) الدراسات التي اهتمت بتأثير البرامج على فعالية الذات في ضوء الاستراتيجية المستخدمة تأتي النتائج كما يوضحها الجدول (٣) .

جدول (٣) التحليل الماورائي لإحصاءات الدراسات التي اهتمت
بتأثير البرامج علي فعالية الذات في ضوء استراتيجيه البرنامج

الاستراتيجية	مربع إيتا	حجم التأثير	مؤشرات التحليل
التقنية الراجعة (المرقطة)	٠.٠٦	٠.٦٢	متوسط مربع إيتا = ٠.٢٠
	٠.٢٥	٢.٠٠	متوسط حجم التأثير = ١.٧١
	٠.٤٥	٤.٠٦	التباين المشاهد = ٠.١٣
	٠.٢٣	١.٧٧	تباين خطأ العينة = ٠.٠١
	٠.٢٦	٢.٠٨	الانحراف المعياري للبواقي = ٠.٣٥
	٠.٢١	١.٧٠	قيمة كا ^٢ = ٠.٦٢
	٠.٠٣	٠.٤١	مستوى دلالة كا ^٢ غير دالة
	٠.١١	٠.٩٩	
النموذج	٠.١٨	١.٤٥	متوسط مربع إيتا = ٠.٢٠
	٠.٢٧	٣.١٢	متوسط حجم التأثير = ٢.٧٠
	٠.١٣	١.١٢	التباين المشاهد = ٠.١٦
	٠.١٧	١.٣٩	تباين خطأ العينة = ٠.٠١
	٠.٣٤	٢.٧٦	الانحراف المعياري للبواقي = ٠.٣٩
	٠.٥٨	٦.٢٣	قيمة كا ^٢ = ٠.٥٠
			مستوى دلالة كا ^٢ غير دالة
التعليم الذاتي	٠.٢٨	٢.٢٦	متوسط مربع إيتا = ٠.٢٨
	٠.٦٩	٩.٧٦	متوسط حجم التأثير = ٣.٤٠
	٠.٠٧	٠.٧٠	التباين المشاهد = ٠.٢٥
	٠.٠٩	٠.٨٦	تباين خطأ العينة = ٠.٠١
			الانحراف المعياري للبواقي = ٠.٤٩
			قيمة كا ^٢ = ٠.٨٩
			مستوى دلالة كا ^٢ غير دالة

نلاحظ أن هناك تجانس في نتائج البحوث الخاصة بكل استراتيجية ، حيث جاءت قيمة الانحراف المعياري للبواقي أكبر في كل استراتيجية من ربع حجم التأثير (معبرا عنه بمتوسط مربع إيتا) .

ومن المفيد تصنيف أحجام التأثير في ضوء الاستراتيجيات الثلاث المستخدمة في تنمية الفاعلية الذاتية لدى الفرد .

جدول (٤)

تصنيف أحجام التأثير التي ظهرت في الدراسات السابقة
لأثر كل استراتيجية برنامج في الفاعلية الذاتية للفرد

مستوى التأثير	عدد الدراسات ونسبتها						حجم التأثير
	التنظيم		النموذج		التغذية		
	%	ك	%	ك	%	ك	
مرتفع	25,00%	١	16,6٧%	١	-	-	٠,٥٠ فأكثر
في حدود المتوسط	25,00%	١	22,٢٢%	٢	٦٢,٥%	٥	٠,٢٠ إلى أقل من ٠,٥٠
منخفض	50,00%	٢	50,00%	٣	2٧,٥%	٣	أقل من ٠,٢٠

ويلاحظ من الجدول السابق أن استراتيجيتي النموذج والتنظيم تأتي بتأثير منخفض غالباً في تنمية الفاعلية الذاتية ، بينما استراتيجية التغذية الراجعة تأتي بتأثير في حدود المتوسط على تنمية الفاعلية الذاتية لدى الفرد .

وإذا كانت الدراسة الحالية قد كشفت عن وجود تأثير إيجابي متوسط أو منخفض في الغالب للبرامج المستخدمة في تنمية فعالية الذات لدى الأفراد عموماً في الطفولة والمراهقة والشباب ، كما كشفت عن أن استراتيجيات التغذية الراجعة والنموذج والتنظيم الذاتي تقوم بدور جوهري في تنمية الفاعلية الذاتية ، وإن كانت كل من استراتيجية النموذج والتنظيم الذاتي تؤثر بمستوى أقل من تأثير استراتيجية التغذية الراجعة . ولا أنه من الهام أيضاً أن نأخذ متغير مرحلة النمو (طفولة - مراهقة - شباب) في دراسات لاحقة وكذا حجم العينة (كبير - صغير) على اعتبار أن العينات الكبيرة هي التي تشمل على ٣٠ فرد فأكثر والعينات الصغيرة هي التي تشمل على أقل من ٣٠ فرداً .

وإذا كانت الدراسة الحالية لا تنفي أهمية الدلالة الإحصائية للنتائج إلا أنها تطالب دوماً بإيضاح الدلالة العملية أيضاً لما توصلت إليه ، كما أن من المهام استخدام التحليل الإحصائي الماورائي لنتائج الدراسات السابقة كلما أمكن قبل اتخاذ إجراءات بحث أو دراسة جديدة ، والإهتمام في ذلك بأسلوب حجم التأثير الذي يجب الاعتماد عليه في ضوء كون الدراسة السابقة اعتمدت على أسلوب بارامترى أو أسلوب لا بارامترى في بحث فارقى أو بحث علاقى ، وفي ذلك إبراز للنسبة التي يشارك بها المتغير المستقل Independent V. في المتغير Dependent V. آخذين في الاعتبار دور العوامل المتداخلة Intervening V. أو الداخلية Extraneous .

وأخيراً عوفاء الحمد لله رب العالمين

اللاحق

ملحق [١]
جدول القيم الحرجة لاختبار «ت»

مستوى الدلالة لاختبار ذيل واحد						
درجات الحرية	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٠٥	٠,٠٠٠٥
مستوى الدلالة لاختبار ذيلين						
درجات الحرية	٠,٢٠	٠,١٠	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,٠١	٠,٠٠١
١	٢,٠٧٨	٦,٣١٤	١٢,٧٠٦	٢١,٨٢١	٦٢,٦٥٧	٦٣٦,٦١٩
٢	١,٨٨٦	٢,٩٢٠	٤,٢٠٢	٦,٩٦٥	٩,٩٢٥	٣١,٥٩٨
٣	١,٦٣٨	٢,٣٥٣	٣,١٨٢	٤,٥٤١	٥,٨٤١	١٢,٩٤١
٤	١,٥٣٢	٢,١٣٢	٢,٧٧٦	٣,٧٤٧	٤,٦٠٤	٨,٦١٠
٥	١,٤٧٦	٢,٠١٥	٢,٥٧١	٣,٣٦٥	٤,٠٨٢	٦,٨٥٩
٦	١,٤٤٠	١,٩٤٢	٢,٤٤٧	٣,١٤٣	٣,٧٠٧	٥,٩٥٩
٧	١,٤١٥	١,٨٩٥	٢,٣٦٥	٢,٩٩٨	٣,٤٩٩	٥,٤٠٥
٨	١,٣٩٧	١,٨٦٠	٢,٣٠٦	٢,٨٩٦	٣,٣٥٥	٥,٠٤١
٩	١,٣٨٢	١,٨٣٣	٢,٢٦٢	٢,٨٢١	٣,٢٥٠	٤,٧٨١
١٠	١,٣٧٢	١,٨١٢	٢,٢٢٨	٢,٧٦٤	٣,١٦٩	٤,٥٨٧
١١	١,٣٦٣	١,٧٩٦	٢,٢٠١	٢,٧١٨	٣,١٠٦	٤,٤٣٧
١٢	١,٣٥٦	١,٧٨٢	٢,١٧٩	٢,٦٨١	٣,٠٥٥	٤,٣١٨
١٣	١,٣٥٠	١,٧٧١	٢,١٦٠	٢,٦٥٠	٣,٠١٢	٤,٢٢١
١٤	١,٣٤٥	١,٧٦١	٢,١٤٥	٢,٦٢٤	٢,٩٧٧	٤,١٤٠
١٥	١,٣٤١	١,٧٥٣	٢,١٣١	٢,٦٠٢	٢,٩٤٧	٤,٠٧٣
١٦	١,٣٣٧	١,٧٤٦	٢,١٢٠	٢,٥٨٣	٢,٩٢١	٤,٠١٥
١٧	١,٣٣٣	١,٧٤٠	٢,١١٠	٢,٥٦٧	٢,٨٩٨	٣,٩٦٤
١٨	١,٣٣٠	١,٧٣٤	٢,١٠١	٢,٥٥٢	٢,٨٧٨	٣,٩٢٢
١٩	١,٣٢٨	١,٧٢٩	٢,٠٩٣	٢,٥٣٩	٢,٨٦١	٣,٨٨٣
٢٠	١,٣٢٥	١,٧٢٥	٢,٠٨٦	٢,٥٢٨	٢,٨٤٥	٣,٨٥٠
٢١	١,٣٢٣	١,٧٢١	٢,٠٨٠	٢,٥١٨	٢,٨٢١	٣,٨١٩
٢٢	١,٣٢١	١,٧١٧	٢,٠٧٤	٢,٥٠٨	٢,٨١٩	٣,٧٩٢
٢٣	١,٣١٩	١,٧١٤	٢,٠٦٩	٢,٤٠٠	٢,٨٠٧	٣,٧٦٧
٢٤	١,٣١٨	١,٧١١	٢,٠٦٤	٢,٤٩٣	٢,٧٩٧	٣,٧٤٥
٢٥	١,٣١٦	١,٧٠٨	٢,٠٦٠	٢,٤٨٥	٢,٧٨٧	٣,٧٢٥
٢٦	١,٣١٥	١,٧٠٦	٢,٠٥٦	٢,٤٧٩	٢,٧٧٩	٣,٧٠٧
٢٧	١,٣١٤	١,٧٠٣	٢,٠٥٢	٢,٤٧٣	٢,٧٧١	٣,٦٩٠
٢٨	١,٣١٣	١,٦٠٧	٢,٠٤٨	٢,٤٦٧	٢,٧٦٣	٣,٦٧٤
٢٩	١,٣١١	١,٦٩٩	٢,٠٤٥	٢,٤٧٣	٢,٧٥٦	٣,٦٥٩
٣٠	١,٣١٠	١,٦٩٧	٢,٠٤٢	٢,٤٧	٢,٧٥٠	٣,٦٤٦
٤٠	١,٣٠٣	١,٦٨٤	٢,٠٢١	٢,٤٢٣	٢,٧٠٤	٣,٥٥١٠
٦٠	١,٢٩٦	١,٦٧١	٢,٠٠٠	٢,٣٩٠	٢,٦٦٠	٣,٤٦٠
١٢٠	١,٢٩	١,٦٥٨	١,٩٨٠	٢,٣٥٨	٢,٦١٧	٣,٢٧٣
∞	١,٢٨٢	١,٦٤٥	١,٩٦٠	٢,٣٢٦	٢,٥٧٦	٣,٢٩١

ملحق [٢]

جدول القيم الحرجة لاختبار ساندلر

ن - ١	مستوى الدلالة لاختبار ذيل واحد				
	٠,٠٠٠٥	٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥
	مستوى الدلالة لاختبار ذيلين				
	٠,٠٠١	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠
١	٠,٥٠٠٠١٢	٠,٥٠٠١٢	٠,٥٠٠٤٩	٠,٥٠٣١	٠,٥١٢٥
٢	٠,٣٣٤	٠,٣٤٠	٠,٣٤٧	٠,٣٦٩	٠,٤١٢
٣	٠,٢٥٤	٠,٢٧٢	٠,٢٦٨	٠,٢٢٤	٠,٢٨٥
٤	٠,٢١١	٠,٢٣٨	٠,٢٥٧	٠,٢٠٤	٠,٢٧٦
٥	٠,١٨٤	٠,٢١٨	٠,٢٤٠	٠,٢٩٣	٠,٣٧٢
٦	٠,١٦٧	٠,٢٠٥	٠,٢٣٠	٠,٢٨٦	٠,٣٧٠
٧	٠,١٥٥	٠,١٩٦	٠,٢٢٢	٠,٢٨١	٠,٣٦٩
٨	٠,١٤٦	٠,١٩٠	٠,٢١٧	٠,٢٧٨	٠,٣٦٨
٩	٠,١٣٩	٠,١٨٥	٠,٢١٣	٠,٢٧٦	٠,٣٦٨
١٠	٠,١٣٤	٠,١٨١	٠,٢١٠	٠,٢٧٤	٠,٣٦٨
١١	٠,١٣٠	٠,١٧٨	٠,٢٠٧	٠,٢٧٣	٠,٣٦٨
١٢	٠,١٢٦	٠,١٧٦	٠,٢٠٥	٠,٢٧١	٠,٣٦٨
١٣	٠,١٢٤	٠,١٧٤	٠,٢٠٤	٠,٢٧٠	٠,٣٦٨
١٤	٠,١٢١	٠,١٧٢	٠,٢٠٢	٠,٢٧٠	٠,٣٦٨
١٥	٠,١١٩	٠,١٧٠	٠,٢٠١	٠,٢٦٩	٠,٣٦٨
١٦	٠,١١٧	٠,١٦٩	٠,٢٠٠	٠,٢٦٨	٠,٣٦٨
١٧	٠,١١٦	٠,١٦٨	٠,١٩٩	٠,٢٦٨	٠,٣٦٨
١٨	٠,١١٤	٠,١٦٧	٠,١٩٨	٠,٢٦٧	٠,٣٦٨
١٩	٠,١١٣	٠,١٦٦	٠,١٩٧	٠,٢٦٧	٠,٣٦٨
٢٠	٠,١١٢	٠,١٦٥	٠,١٩٧	٠,٢٦٦	٠,٣٦٨
٢١	٠,١١١	٠,١٦٥	٠,١٩٦	٠,٢٦٦	٠,٣٦٨
٢٢	٠,١١٠	٠,١٦٤	٠,١٩٦	٠,٢٦٦	٠,٣٦٨
٢٣	٠,١٠٩	٠,١٦٣	٠,١٩٥	٠,٢٦٦	٠,٣٦٨
٢٤	٠,١٠٨	٠,١٦٣	٠,١٩٥	٠,٢٦٥	٠,٣٦٨
٢٥	٠,١٠٨	٠,١٦٢	٠,١٩٤	٠,٢٦٥	٠,٣٦٨
٢٦	٠,١٠٧	٠,١٦٢	٠,١٩٤	٠,٢٦٥	٠,٣٦٨
٢٧	٠,١٠٧	٠,١٦١	٠,١٩٣	٠,٢٦٥	٠,٣٦٨
٢٨	٠,١٠٦	٠,١٦١	٠,١٩٣	٠,٢٦٥	٠,٣٦٨
٢٩	٠,١٠٦	٠,١٦١	٠,١٩٣	٠,٢٦٤	٠,٣٦٨
٣٠	٠,١٠٥	٠,١٦٠	٠,١٩٣	٠,٢٦٤	٠,٣٦٨
٤٠	٠,١٠٢	٠,١٥٨	٠,١٩١	٠,٢٦٣	٠,٣٦٨
٦٠	٠,٠٩٩	٠,١٥٥	٠,١٨٩	٠,٢٦٢	٠,٣٦٩
١٢٠	٠,٠٩٥	٠,١٥٣	٠,١٨٧	٠,٢٦١	٠,٣٦٩
∞	٠,٠٩٢	٠,١٥١	٠,١٨٥	٠,٢٦٠	٠,٣٧٠

منحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
			٠,٢٩٨٩	٠,٠٠٠٠	٠,٠٠
٠,٢٨٥٧	٠,١٠٢٦	٠,٢٦	٠,٢٩٨٩	٠,٠٠٠٤	٠,٠١
٠,٢٨٤٧	٠,١٠٦٤	٠,٢٧	٠,٢٩٨٩	٠,٠٠٠٨	٠,٠٢
٠,٢٨٣٦	٠,١١٠٣	٠,٢٨	٠,٢٩٨٨	٠,٠٠١٢	٠,٠٣
٠,٢٨٢٥	٠,١١٤١	٠,٢٩	٠,٢٩٨٦	٠,٠٠١٦	٠,٠٤
٠,٢٨١٤	٠,١١٧٩	٠,٣٠	٠,٢٩٨٤	٠,٠٠١٩	٠,٠٥
٠,٢٨٠٢	٠,١٢١٧	٠,٣١	٠,٢٩٨٢	٠,٠٠٢٣	٠,٠٦
٠,٢٧٩٠	٠,١٢٥٥	٠,٣٢	٠,٢٩٨٠	٠,٠٠٢٧	٠,٠٧
٠,٢٧٧٨	٠,١٢٩٣	٠,٣٣	٠,٢٩٧٧	٠,٠٠٣١	٠,٠٨
٠,٢٧٦٥	٠,١٣٣١	٠,٣٤	٠,٢٩٧٣	٠,٠٠٣٥	٠,٠٩
٠,٢٧٥٢	٠,١٣٦٨	٠,٣٥	٠,٢٩٧٠	٠,٠٠٣٩	٠,١٠
٠,٢٧٣٩	٠,١٤٠٦	٠,٣٦	٠,٢٩٦٥	٠,٠٠٤٣	٠,١١
٠,٢٧٢٥	٠,١٤٤٣	٠,٣٧	٠,٢٩٦١	٠,٠٠٤٧	٠,١٢
٠,٢٧١٢	٠,١٤٨٠	٠,٣٨	٠,٢٩٥٦	٠,٠٠٥١	٠,١٣
٠,٢٦٩٧	٠,١٥١٧	٠,٣٩	٠,٢٩٥١	٠,٠٠٥٥	٠,١٤
٠,٢٦٨٣	٠,١٥٥٤	٠,٤٠	٠,٢٩٤٥	٠,٠٠٥٩	٠,١٥
٠,٢٦٦٨	٠,١٥٩١	٠,٤١	٠,٢٩٣٩	٠,٠٠٦٣	٠,١٦
٠,٢٦٥٣	٠,١٦٢٨	٠,٤٢	٠,٢٩٣٢	٠,٠٠٦٧	٠,١٧
٠,٢٦٣٧	٠,١٦٦٤	٠,٤٣	٠,٢٩٢٥	٠,٠٠٧١	٠,١٨
٠,٢٦٢١	٠,١٧٠٠	٠,٤٤	٠,٢٩١٨	٠,٠٠٧٥	٠,١٩
٠,٢٦٠٥	٠,١٧٣٦	٠,٤٥	٠,٢٩١٠	٠,٠٠٧٩	٠,٢٠
٠,٢٥٨٩	٠,١٧٧٢	٠,٤٦	٠,٢٩٠٣	٠,٠٠٨٣	٠,٢١
٠,٢٥٧٢	٠,١٨٠٨	٠,٤٧	٠,٢٨٩٤	٠,٠٠٨٧	٠,٢٢
٠,٢٥٥٥	٠,١٨٤٤	٠,٤٨	٠,٢٨٨٥	٠,٠٠٩١	٠,٢٣
٠,٢٥٣٨	٠,١٨٧٩	٠,٤٩	٠,٢٨٧٦	٠,٠٠٩٤	٠,٢٤
٠,٢٥٢١	٠,١٩١٥	٠,٥٠	٠,٢٨٦٧	٠,٠٠٩٨	٠,٢٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
٠,٢٩٨٩	٠,٢٧٦٤	٠,٧٦	٠,٢٥٠٢	٠,١٩٥٠	٠,٥١
٠,٢٩٦٦	٠,٢٧٩٤	٠,٧٧	٠,٢٤٨٥	٠,١٩٨٥	٠,٥٢
٠,٢٩٤٣	٠,٢٨٢٣	٠,٧٨	٠,٢٤٨٥	٠,١٩٨٥	٠,٥٣
٠,٢٩٢٠	٠,٢٨٥٢	٠,٧٩	٠,٢٤٤٨	٠,٢٠٥٤	٠,٥٤
٠,٢٨٩٧	٠,٢٨٨١	٠,٨٠	٠,٢٤٢٩	٠,٢٠٨٨	٠,٥٥
٠,٢٨٧٤	٠,٢٩١٠	٠,٨١	٠,٢٤١٠	٠,٢١٢٣	٠,٥٦
٠,٢٨٥٠	٠,٢٩٣٩	٠,٨٢	٠,٢٣٩١	٠,٢١٥٧	٠,٥٧
٠,٢٨٢٧	٠,٢٩٦٧	٠,٨٣	٠,٢٣٧٢	٠,٢١٩٠	٠,٥٨
٠,٢٨٠٣	٠,٢٩٩٥	٠,٨٤	٠,٢٣٥٢	٠,٢٢٢٤	٠,٥٩
٠,٢٧٨٠	٠,٣٠٢٣	٠,٨٥	٠,٢٣٣٢	٠,٢٢٥٧	٠,٦٠
٠,٢٧٥٦	٠,٣٠٥١	٠,٨٦	٠,٢٣١٢	٠,٢٢٩١	٠,٦١
٠,٢٧٣٢	٠,٣٠٧٨	٠,٨٧	٠,٢٢٩٢	٠,٢٣٢٤	٠,٦٢
٠,٢٧٠٩	٠,٣١٠٦	٠,٨٨	٠,٢٢٧١	٠,٢٣٥٧	٠,٦٣
٠,٢٦٨٥	٠,٣١٣٣	٠,٨٩	٠,٢٢٥١	٠,٢٣٨٩	٠,٦٤
٠,٢٦٦١	٠,٣١٥٩	٠,٩٠	٠,٢٢٣٠	٠,٢٤٢٢	٠,٦٥
٠,٢٦٣٧	٠,٣١٨٦	٠,٩١	٠,٢٢٠٩	٠,٢٤٥٤	٠,٦٦
٠,٢٦١٣	٠,٣٢١٢	٠,٩٢	٠,٢١٨٧	٠,٢٤٨٦	٠,٦٧
٠,٢٥٨٩	٠,٣٢٣٨	٠,٩٣	٠,٢١٦٦	٠,٢٥١٧	٠,٦٨
٠,٢٥٦٥	٠,٣٢٦٤	٠,٩٤	٠,٢١٤٤	٠,٢٥٤٩	٠,٦٩
٠,٢٥٤١	٠,٣٢٨٩	٠,٩٥	٠,٢١٢٣	٠,٢٥٨٠	٠,٧٠
٠,٢٥١٦	٠,٣٣١٥	٠,٩٦	٠,٢١٠١	٠,٢٦١١	٠,٧١
٠,٢٤٩٢	٠,٣٣٤٠	٠,٩٧	٠,٢٠٧٩	٠,٢٦٤٢	٠,٧٢
٠,٢٤٦٨	٠,٣٣٦٥	٠,٩٨	٠,٢٠٥٦	٠,٢٦٧٣	٠,٧٣
٠,٢٤٤٤	٠,٣٣٨٩	٠,٩٩	٠,٢٠٣٤	٠,٢٧٠٣	٠,٧٤
٠,٢٤٢٠	٠,٣٤١٣	١,٠٠	٠,٢٠١١	٠,٢٧٣٤	٠,٧٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
٠,١٨٠٤	٠,٣٩٦٢	١,٢٦	٠,٢٣٩٦	٠,٣٤٢٨	١,٠١
٠,١٧٨١	٠,٣٩٨٠	١,٢٧	٠,٢٣٧١	٠,٣٤٦١	١,٠٢
٠,١٧٥٨	٠,٣٩٩٧	١,٢٨	٠,٢٣٤٧	٠,٣٤٨٥	١,٠٣
٠,١٧١٤	٠,٤٠١٥	١,٢٩	٠,٢٣٢٣	٠,٣٥٠٨	١,٠٤
٠,١٧١٤	٤,٠٣٢	١,٣٠	٠,٢٢٩٩	٠,٣٥٣١	١,٠٥
٠,١٦٩١	٠,٤٠٤٩	١,٣١	٠,٢٢٧٥	٠,٣٥٥٤	١,٠٦
٠,١٦٦٩	٠,٤٠٦٦	١,٣٢	٠,٢٢٥١	٠,٣٥٧٧	١,٠٧
٠,١٦٤٧	٠,٤٠٨٢	١,٣٣	٠,٢٢٢٧	٠,٣٥٩٩	١,٠٨
٠,١٦٢٦	٠,٤٠٩٩	١,٣٤	٠,٢٢٠٣	٠,٣٦٢١	١,٠٩
٠,١٦٠٤	٠,٤١١٥	١,٣٥	٠,٢١٧٩	٠,٣٦٤٣	١,١٠
٠,١٥٨٢	٠,٤١٣١	١,٣٦	٠,٢١٥٥	٠,٣٦٦٥	١,١١
٠,١٥٦١	٠,٤١٤٧	١,٣٧	٠,٢١٣١	٠,٣٦٨٦	١,١٢
٠,١٥٣٩	٠,٤١٦٢	١,٣٨	٠,٢١٠٧	٠,٣٧٠٨	١,١٣
٠,١٥١٨	٠,٤١٧٧	١,٣٩	٠,٢٠٨٣	٠,٣٧٢٩	١,١٤
٠,١٤٩٧	٠,٤١٩٢	١,٤٠	٠,٢٠٥٩	٠,٣٧٤٩	١,١٥
٠,١٤٧٦	٠,٤٢٠٧	١,٤١	٠,٢٠٣٦	٠,٣٧٧٠	١,١٦
٠,١٤٥٦	٠,٤٢٢٢	١,٤٢	٠,٢٠١٣	٠,٣٧٩٠	١,١٧
٠,١٤٣٥	٠,٤٢٣٦	١,٤٣	٠,١٩٨٩	٠,٣٨١٠	١,١٨
٠,١٤١٥	٠,٤٢٥١	١,٤٤	٠,١٩٦٥	٠,٣٨٣٠	١,١٩
٠,١٣٩٤	٠,٤٢٦٥	١,٤٥	٠,١٩٤٢	٠,٣٨٦٩	١,٢٠
٠,١٣٧٤	٠,٤٢٧٩	١,٤٦	٠,١٩١٩	٠,٣٨٦٩	١,٢١
٠,١٣٥٤	٠,٤٢٩٢	١,٤٧	٠,١٨٩٥	٠,٣٨٨٨	١,٢٢
٠,١٣٣٤	٠,٤٣٠٦	١,٤٨	٠,١٨٧٢	٠,٣٩٠٧	١,٢٣
٠,١٣١٥	٠,٤٣١٩	١,٤٩	٠,١٨٤٩	٠,٣٩٢٥	١,٢٤
٠,١٢٩٢	٠,٤٣٣٢	١,٥٠	٠,١٨٢٦	٠,٣٩٤٤	١,٢٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
٠,٠٨٤٨	٠,٤٦٠٨	١,٧٦	٠,١٢٧٦	٠,٤٣٤٥	١,٥١
٠,٠٨٣٣	٠,٤٦١٦	١,٧٧	٠,١٢٥٧	٠,٤٣٥٧	١,٥٢
٠,٠٨١٨	٠,٤٦٢٥	١,٧٨	٠,١٢٣٨	٠,٤٣٧٠	١,٥٣
٠,٠٨٠٤	٠,٤٦٣٣	١,٧٩	٠,١٢١٩	٠,٤٣٨٢	١,٥٤
٠,٠٧٩٠	٠,٤٦٤١	١,٨٠	٠,١٢٠٠	٠,٤٣٩٤	١,٥٥
٠,٠٧٧٥	٠,٤٦٤٩	١,٨١	٠,١١٨٢	٠,٤٤٠٦	١,٥٦
٠,٠٧٦١	٠,٤٦٥٦	١,٨٢	٠,١١٦٣	٠,٤٤١٨	١,٥٧
٠,٠٧٤٨	٠,٤٦٦٤	١,٨٣	٠,١١٤٥	٠,٤٤٢٩	١,٥٨
٠,٠٧٣٤	٠,٤٦٧١	١,٨٤	٠,١١٢٧	٠,٤٤٤١	١,٥٩
٠,٠٧٢١	٠,٤٦٧٨	١,٨٥	٠,١١٠٩	٠,٤٤٥٢	١,٦٠
٠,٠٧٠٧	٠,٤٦٨٦	١,٨٦	٠,١٠٩٢	٠,٤٤٦٣	١,٦١
٠,٠٦٩٤	٠,٤٦٩٣	١,٨٧	٠,١٠٧٤	٠,٤٤٧٤	١,٦٢
٠,٠٦٨١	٠,٤٦٩٩	١,٨٨	٠,١٠٥٧	٠,٤٤٨٤	١,٦٣
٠,٠٦٦٩	٠,٤٧٠٦	١,٨٩	٠,١٠٤٠	٠,٤٤٩٥	١,٦٤
٠,٠٦٥٦	٠,٤٧١٣	١,٩٠	٠,١٠٢٣	٠,٤٥٠٥	١,٦٥
٠,٠٦٤٤	٠,٤٧١٩	١,٩١	٠,١٠٠٦	٠,٤٥١٥	١,٦٦
٠,٠٦٣٢	٠,٤٧٢٦	١,٩٢	٠,٠٩٨٩	٠,٤٥٢٥	١,٦٧
٠,٠٦٢٠	٠,٤٧٣٢	١,٩٣	٠,٠٩٧٣	٠,٤٥٣٥	١,٦٨
٠,٠٦٠٨	٠,٤٧٣٨	١,٩٤	٠,٠٩٥٧	٠,٤٥٤٥	١,٦٩
٠,٠٥٩٦	٠,٤٧٤٤	١,٩٥	٠,٠٩٤٠	٠,٤٥٥٤	١,٧٠
٠,٠٥٨٤	٠,٤٧٥٠	١,٩٦	٠,٠٩٢٥	٠,٤٥٦٤	١,٧١
٠,٠٥٧٣	٠,٤٧٥٦	١,٩٧	٠,٠٩٠٩	٠,٤٥٧٣	١,٧٢
٠,٠٥٦٢	٠,٤٧٦١	١,٩٨	٠,٠٨٩٣	٠,٤٥٨٢	١,٧٣
٠,٠٥٥١	٠,٤٧٦٧	١,٩٩	٠,٠٨٧٨	٠,٤٥٩١	١,٧٤
٠,٠٥٤٠	٠,٤٧٧٢	٢,٠٠	٠,٠٨٦٣	٠,٤٥٩٩	١,٧٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
٠,٠٣١٠	٠,٤٨٨١	٢,٢٦	٠,٠٥٢٩	٠,٤٧٧٨	٢,٠١
٠,٠٣٠٣	٠,٤٨٨٤	٢,٢٧	٠,٠٥١٩	٠,٤٧٨٣	٢,٠٢
٠,٠٢٩٧	٠,٤٨٨٧	٢,٢٨	٠,٠٥٠٨	٠,٤٧٨٨	٢,٠٣
٠,٠٢٩٠	٠,٤٨٩٠	٢,٢٩	٠,٠٤٩٨	٠,٤٧٩٣	٢,٠٤
٠,٠٢٨٣	٠,٤٨٩٣	٢,٣٠	٠,٠٤٨٨	٠,٤٧٩٨	٢,٠٥
٠,٠٢٧٧	٠,٤٨٩٦	٢,٣١	٠,٠٤٧٨	٠,٤٨٠٣	٢,٠٦
٠,٠٢٧٠	٠,٤٨٩٨	٢,٣٢	٠,٠٤٦٨	٠,٤٨٠٨	٢,٠٧
٠,٠٢٦٤	٠,٤٩٠١	٢,٣٣	٠,٠٤٥٩	٠,٤٨١٢	٢,٠٨
٠,٠٢٥٨	٠,٤٩٠٤	٢,٣٤	٠,٠٤٤٩	٠,٤٨١٧	٢,٠٩
٠,٠٢٥٢	٠,٤٩٠٦	٢,٣٥	٠,٠٤٤٠	٠,٤٨٢١	٢,١٠
٠,٠٢٤٦	٠,٤٩٠٩	٢,٣٦	٠,٠٤٣١	٠,٤٨٢٦	٢,١١
٠,٠٢٤١	٠,٤٩١١	٢,٣٧	٠,٠٤٢٢	٠,٤٨٣٠	٢,١٢
٠,٠٢٣٥	٠,٤٩١٣	٢,٣٨	٠,٠٤١٣	٠,٤٨٣٤	٢,١٣
٠,٠٢٢٩	٠,٤٩١٦	٢,٣٩	٠,٠٤٠٤	٠,٤٨٣٨	٢,١٤
٠,٠٢٢٤	٠,٤٩١٨	٢,٤٠	٠,٠٣٩٥	٠,٤٨٤٢	٢,١٥
٠,٠٢١٩	٠,٤٩٢٠	٢,٤١	٠,٠٣٨٧	٠,٤٨٤٦	٢,١٦
٠,٠٢١٣	٠,٤٩٢٢	٢,٤٢	٠,٠٣٧٩	٠,٤٨٥٠	٢,١٧
٠,٠٢٠٨	٠,٤٩٢٥	٢,٤٣	٠,٠٣٧١	٠,٤٨٥٤	٢,١٨
٠,٠٢٠٣	٠,٤٩٢٧	٢,٤٤	٠,٠٣٦٣	٠,٤٨٥٧	٢,١٩
٠,٠١٩٨	٠,٤٩٢٩	٢,٤٥	٠,٠٣٥٥	٠,٤٨٦١	٢,٢٠
٠,٠١٩٤	٠,٤٩٣١	٢,٤٦	٠,٠٣٤٧	٠,٤٨٦٤	٢,٢١
٠,٠١٨٩	٠,٤٩٣٣	٢,٤٧	٠,٠٣٣٩	٠,٤٨٦٨	٢,٢٢
٠,٠١٨٥	٠,٤٩٣٤	٢,٤٨	٠,٠٣٣٢	٠,٤٨٧١	٢,٢٣
٠,٠١٨٢	٠,٤٩٣٦	٢,٤٩	٠,٠٣٢٥	٠,٤٨٧٥	٢,٢٤
٠,٠١٧٥	٠,٤٩٣٨	٢,٥٠	٠,٠٣١٧	٠,٤٨٧٨	٢,٢٥

تابع ملحق [٣]

جدول المساحات تحت المنحنى الطبيعي المعياري

والارتفاعات المناظرة للدرجات المعيارية

الارتفاع	المساحة	د	الارتفاع	المساحة	د
٠,٠٠٨٨	٠,٤٩٧١	٢,٧٦	٠,٠١٧١	٠,٤٩٤٠	٢,٥١
٠,٠٠٨٦	٠,٤٩٧٢	٢,٧٧	٠,٠١٦٧	٠,٤٩٤١	٢,٥٢
٠,٠٠٨٤	٠,٤٩٧٣	٢,٧٨	٠,٠١٦٣	٠,٤٩٤٣	٢,٥٣
٠,٠٠٨١	٠,٤٩٧٤	٢,٧٩	٠,٠١٥٨	٠,٤٩٤٥	٢,٥٤
٠,٠٠٧٩	٠,٤٩٧٤	٢,٨٠	٠,٠١٥٤	٠,٤٩٤٦	٢,٥٥
٠,٠٠٧٧	٠,٤٩٧٥	٢,٨١	٠,٠١٥١	٠,٤٩٤٧	٢,٥٦
٠,٠٠٧٥	٠,٤٩٧٦	٢,٨٢	٠,٠١٤٧	٠,٤٩٤٩	٢,٥٧
٠,٠٠٧٣	٠,٤٩٧٧	٢,٨٣	٠,٠١٤٣	٠,٤٩٥١	٢,٥٨
٠,٠٠٧١	٠,٤٩٧٧	٢,٨٤	٠,٠١٣٩	٠,٤٩٥٢	٢,٥٩
٠,٠٠٦٩	٠,٤٩٧٨	٢,٨٥	٠,٠١٣٦	٠,٤٩٥٣	٢,٦٠
٠,٠٠٦٧	٠,٤٩٧٨	٢,٨٦	٠,٠١٣٢	٠,٤٩٥٥	٢,٦١
٠,٠٠٦٥	٠,٤٩٧٩	٢,٨٧	٠,٠١٢٩	٠,٤٩٥٦	٢,٦٢
٠,٠٠٦٣	٠,٤٩٨٠	٢,٨٨	٠,٠١٢٦	٠,٤٩٥٧	٢,٦٣
٠,٠٠٦١	٠,٤٩٨١	٢,٨٩	٠,٠١٢٣	٠,٤٩٥٩	٢,٦٤
٠,٠٠٦٠	٠,٤٩٨١	٢,٩٠	٠,٠١١٩	٠,٤٩٦٠	٢,٦٥
٠,٠٠٥٨	٠,٤٩٨٢	٢,٩١	٠,٠١١٦	٠,٤٩٦١	٢,٦٦
٠,٠٠٥٦	٠,٤٩٨٢	٢,٩٢	٠,٠١١٣	٠,٤٩٦٢	٢,٦٧
٠,٠٠٥٥	٠,٤٩٨٣	٢,٩٣	٠,٠١١٠	٠,٤٩٦٣	٢,٦٨
٠,٠٠٥٣	٠,٤٩٨٤	٢,٩٤	٠,٠١٠٧	٠,٤٩٦٤	٢,٦٩
٠,٠٠٥١	٠,٤٩٨٤	٢,٩٥	٠,٠١٠٤	٠,٤٩٦٥	٢,٧٠
٠,٠٠٥٠	٠,٤٩٨٥	٢,٩٦	٠,٠١٠١	٠,٤٩٦٦	٢,٧١
٠,٠٠٤٨	٠,٤٩٨٥	٢,٩٧	٠,٠٠٩٩	٠,٤٩٦٧	٢,٧٢
٠,٠٠٤٧	٠,٤٩٨٦	٢,٩٨	٠,٠٠٩٦	٠,٤٩٦٨	٢,٧٣
٠,٠٠٤٦	٠,٤٩٨٦	٢,٩٩	٠,٠٠٩٣	٠,٤٩٦٩	٢,٧٤
٠,٠٠٤٤	٠,٤٩٨٧	٣,٠٠	٠,٠٠٩١	٠,٤٩٧٠	٢,٧٥

ملحق [٤]

جدول القيم الحرجة لاختبار دن (بنفرونى) ت

عدد المقارنات	مستوى الدلالة	توزيعات الحرية الخطأ										
		٥	٧	١٠	١٢	١٥	٢٠	٢٤	٣٠	٤٠	٦٠	١٢٠
٢	٠.٠٥	٢.١٧	٢.٨٤	٢.٦٤	٢.٥٦	٢.٤٩	٢.٤٢	٢.٣٩	٢.٣٦	٢.٣٣	٢.٣٠	٢.٢٤
	٠.٠١	٤.٧٨	٤.٠٣	٣.٥٨	٣.٤٣	٣.٣٩	٣.٣٦	٣.٣٩	٣.٣٦	٣.٣٣	٣.٣٠	٣.٢٤
٢	٠.٠٥	٢.٥٤	٢.١٣	٢.٨٧	٢.٨٧	٢.٦٩	٢.٦١	٢.٥٨	٢.٥٤	٢.٥٠	٢.٤٧	٢.٤٣
	٠.٠١	٥.٢٥	٤.٣٦	٣.٨٢	٣.٦٥	٣.٤٨	٣.٣٣	٣.٢٦	٣.١٩	٣.١٢	٣.٠٦	٢.٩٩
٤	٠.٠٥	٢.٨١	٢.٢٤	٢.٠٤	٢.٩٤	٢.٨٤	٢.٧٥	٢.٧٠	٢.٦٦	٢.٦٢	٢.٥٨	٢.٥٤
	٠.٠١	٥.٦٠	٤.٥٩	٤.٠١	٣.٨٠	٣.٦٢	٣.٤٦	٣.٣٧	٣.٣٠	٣.٢٣	٣.١٦	٣.٠٩
٥	٠.٠٥	٤.٠٤	٣.٥٠	٣.١٧	٣.٠٦	٢.٩٥	٢.٨٥	٢.٨٠	٢.٧٥	٢.٧١	٢.٦٦	٢.٦٢
	٠.٠١	٥.٨٩	٤.٧٨	٤.١٥	٣.٩٣	٣.٧٤	٣.٥٥	٣.٤٧	٣.٣٩	٣.٣١	٣.٢٤	٣.١٦
٦	٠.٠٥	٤.٢٢	٣.٦٤	٣.٢٨	٣.١٥	٣.٠٤	٢.٩٣	٢.٨٨	٢.٨٣	٢.٧٨	٢.٧٣	٢.٦٨
	٠.٠١	٦.١٥	٤.٩٥	٤.٢٧	٤.٠٤	٣.٨٢	٣.٦٣	٣.٥٤	٣.٤٩	٣.٤٧	٣.٤٠	٣.٣٣
٧	٠.٠٥	٤.٣٨	٥.٧٩	٣.٢٧	٣.٢٤	٣.١١	٣.٠٠	٢.٩٤	٢.٨٩	٢.٨٤	٢.٧٩	٢.٧٤
	٠.٠١	٦.٣٦	٣.٠٩	٤.٢٧	٤.١٣	٣.٩٠	٣.٧٠	٣.٦١	٣.٥٢	٣.٤٣	٣.٣٤	٣.٢٧
٨	٠.٠٥	٤.٥٢	٥.٨٦	٣.٤٥	٣.٤١	٣.٢٨	٣.١٦	٣.٠٦	٢.٩٩	٢.٩٤	٢.٨٩	٢.٨٤
	٠.٠١	٦.٥٦	٣.٢١	٤.٤٥	٤.٣٠	٣.٩٧	٣.٧٦	٣.٦٦	٣.٥٧	٣.٤٨	٣.٣٩	٣.٣١
٩	٠.٠٥	٤.٦٦	٥.٩٥	٣.٥٢	٣.٤٧	٣.٣٤	٣.٢٢	٣.١٠	٣.٠٠	٢.٩٣	٢.٨٨	٢.٨٣
	٠.٠١	٦.٧٠	٤.٣١	٤.٥٣	٤.٣٦	٤.٠٢	٣.٨٠	٣.٧٠	٣.٦١	٣.٥١	٣.٤٢	٣.٣٣
١٠	٠.٠٥	٤.٧٨	٥.٠٣	٣.٥٨	٣.٤٣	٣.٣٩	٣.٣٦	٣.٣٩	٣.٣٦	٣.٣٣	٣.٣٠	٣.٢٤
	٠.٠١	٦.٨٦	٤.٤٠	٤.٥٩	٤.٣٢	٤.٠٧	٣.٨٥	٣.٧٤	٣.٦٥	٣.٥٥	٣.٤٦	٣.٣٧
١٥	٠.٠٥	٥.٢٥	٥.٢٦	٣.٨٢	٣.٦٥	٣.٤٨	٣.٣٣	٣.٢٦	٣.١٩	٣.١٢	٣.٠٦	٢.٩٩
	٠.٠١	٧.٥١	٤.٧٩	٤.٨٦	٤.٥٦	٤.٢٩	٤.٠٣	٣.٩١	٣.٨٠	٣.٧٠	٣.٥٩	٣.٥٠
٢٠	٠.٠٥	٥.٦٠	٥.٠٩	٣.٥٩	٣.٤١	٣.٢٨	٣.١٦	٣.٠٦	٢.٩٩	٢.٩٤	٢.٨٩	٢.٨٤
	٠.٠١	٨.٠٠	٤.٠٨	٤.٠٦	٤.٧٣	٤.٤٢	٤.١٥	٤.٠٤	٣.٩٠	٣.٨٩	٣.٨٤	٣.٨٠
٢٥	٠.٠٥	٥.٨٩	٦.٦٨	٤.١٥	٣.٩٣	٣.٧٤	٣.٥٥	٣.٤٧	٣.٣٩	٣.٣١	٣.٢٤	٣.١٦
	٠.٠١	٨.٣٧	٤.٢٠	٤.٢٠	٤.٨٦	٤.٥٢	٤.٢٥	٤.١٥	٣.٩٨	٣.٨٨	٣.٧٦	٣.٦٤
٣٠	٠.٠٥	٦.١٥	٥.٩٥	٣.٥٢	٣.٤٧	٣.٣٤	٣.٢٢	٣.١٠	٣.٠٠	٢.٩٣	٢.٨٨	٢.٨٣
	٠.٠١	٨.٦٨	٦.٤٩	٥.٢٢	٤.٩٥	٤.٦١	٤.٣٢	٤.٢٠	٣.٩٧	٣.٨٧	٣.٧٦	٣.٦٦
٢٥	٠.٠٥	٦.٣٦	٥.٠٩	٤.٢٧	٤.١٣	٣.٩٠	٣.٧٠	٣.٦١	٣.٥٢	٣.٤٣	٣.٣٤	٣.٢٧
	٠.٠١	٨.٩٥	٦.٦٧	٥.٤٤	٥.٠٤	٤.٧١	٤.٢٩	٤.٢٥	٤.١٣	٤.٠٤	٣.٩٥	٣.٨٤
٤٠	٠.٠٥	٦.٥٦	٥.٢١	٤.٤٥	٤.٣٠	٣.٩٧	٣.٧٦	٣.٦٦	٣.٥٧	٣.٤٨	٣.٣٩	٣.٣١
	٠.٠١	٩.١٩	٦.٨٢	٥.٥٢	٥.١٢	٤.٧٨	٤.٤٦	٤.٣٥	٤.٢٦	٤.١٦	٤.٠٦	٣.٩٧
٤٥	٠.٠٥	٦.٧٠	٥.٢١	٤.٥٢	٤.٣٦	٤.٠٢	٣.٨٠	٣.٧٠	٣.٦١	٣.٥١	٣.٤٢	٣.٣٣
	٠.٠١	٩.٤١	٦.٩٣	٥.٦٠	٥.٢٠	٤.٨٤	٤.٥٢	٤.٣٥	٤.٢٥	٤.١٥	٤.٠٦	٣.٩٧
٥٠	٠.٠٥	٦.٨٦	٥.٤٠	٤.٥٩	٤.٣٢	٤.٠٧	٣.٨٥	٣.٧٤	٣.٦٥	٣.٥٥	٣.٤٦	٣.٣٧
	٠.٠١	٩.٦٨	٧.٠٦	٥.٧٠	٥.٢٧	٤.٩٠	٤.٥٦	٤.٤٥	٤.٣٥	٤.٢٥	٤.١٥	٤.٠٦
١٠٠	٠.٠٥	٨.٠٠	٦.٠٨	٥.٠٦	٤.٧٣	٤.٤٢	٤.١٥	٤.٠٤	٣.٩٠	٣.٨٩	٣.٨٤	٣.٨٠
	٠.٠١	١١.٠٤	٧.٨٠	٦.٢٠	٥.٧٠	٥.٢٠	٤.٨٠	٤.٧٠	٤.٦٠	٤.٥٠	٤.٤٠	٤.٣٠
٢٥٠	٠.٠٥	٩.٦٨	٧.٠٦	٥.٧٠	٥.٢٧	٤.٩٠	٤.٥٦	٤.٤٥	٤.٣٥	٤.٢٥	٤.١٥	٤.٠٦
	٠.٠١	١٣.٦٦	٨.٨٢	٦.٩٠	٦.٢٥	٥.٨٥	٥.٥٠	٥.٣٥	٥.٢٥	٥.١٥	٥.٠٥	٤.٩٥

ملحق [٦]

جدول القيم الحرجة لمعامل الارتباط

مستوى الدلالة لاختبار ذيول واحد					
درجات الحرية	٠.٠٠٥	٠.٠١	٠.٠٥	٠.٢٥	٠.٥
مستوى الدلالة لاختبار ذيولين					
درجات الحرية	٠.٠٠٥	٠.٠١	٠.٠٢	٠.٠٥	٠.١
١	٠.٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩	٠.٩٩٩٥	٠.٩٩٧	٠.٩٨
٢	٠.٩٩٩	٠.٩٩٠	٠.٩٨٠	٠.٩٥٠	٠.٩٠٠
٣	٠.٩٩١	٠.٩٥٩	٠.٩٣٤	٠.٨٧٨	٠.٨٠٥
٤	٠.٩٧٤	٠.٩١٧	٠.٨٨٢	٠.٨١١	٠.٧٣٩
٥	٠.٩٥١	٠.٨٧٤	٠.٨٣٢	٠.٧٥٤	٠.٦٦٩
٦	٠.٩٢٥	٠.٨٣٤	٠.٧٨٩	٠.٧٠٧	٠.٦٢٢
٧	٠.٨٩٨	٠.٧٩٨	٠.٧٥٠	٠.٦٦٦	٠.٥٨٢
٨	٠.٨٧٢	٠.٧٦٥	٠.٧١٦	٠.٦٢٢	٠.٥٤٩
٩	٠.٨٤٧	٠.٧٣٥	٠.٦٨٥	٠.٦٠٢	٠.٥٢١
١٠	٠.٨٢٣	٠.٧٠٨	٠.٦٥٨	٠.٥٧٦	٠.٤٩٧
١١	٠.٨٠١	٠.٦٨٤	٠.٦٣٤	٠.٥٥٢	٠.٤٧٦
١٢	٠.٧٨٠	٠.٦٦١	٠.٦١٢٢	٠.٥٢٢	٠.٤٥٨
١٣	٠.٧٦٠	٠.٦٤١	٠.٥٩٢	٠.٥١٤	٠.٤٤١
١٤	٠.٧٤٢	٠.٦٢٣	٠.٥٧٤	٠.٤٩٧	٠.٤٢٦
١٥	٠.٧٢٥	٠.٦٠٦	٠.٥٥٨	٠.٤٨٢	٠.٤١٢
١٦	٠.٧٠٨	٠.٥٩٠	٠.٥٤١	٠.٤٦٨	٠.٤٠٠
١٧	٠.٦٩٣	٠.٥٧٥	٠.٥٢٨	٠.٤٥٦	٠.٣٨٩
١٨	٠.٦٩٧	٠.٥٦١	٠.٥١٦	٠.٤٤٤	٠.٣٧٨
١٩	٠.٦٦٥	٠.٥٤٩	٠.٥٠٣	٠.٤٣٢	٠.٣٦٩
٢٠	٠.٦٥٢	٠.٥٣٧	٠.٤٩٢	٠.٤٢٢	٠.٣٦٠
٢١	٠.٦٤٠	٠.٥٢٦	٠.٤٨٢	٠.٤١٣	٠.٣٥٢
٢٢	٠.٦٢٩	٠.٥١٥	٠.٤٧٢	٠.٤٠٤	٠.٣٤٤
٢٣	٠.٦١٧	٠.٥٠٥	٠.٤٦٢	٠.٣٩٦	٠.٣٣٧
٢٤	٠.٦٠٧	٠.٤٩٦	٠.٤٥٢	٠.٣٨٨	٠.٣٣٠
٢٥	٠.٥٩٧	٠.٤٨٧	٠.٤٤٥	٠.٣٨٢	٠.٣٢٣
٢٦	٠.٥٨٨	٠.٤٧٩	٠.٤٣٧	٠.٣٧٤	٠.٣١٧
٢٧	٠.٥٧٩	٠.٤٧١	٠.٤٣٠	٠.٣٧٦	٠.٣١١
٢٨	٠.٥٧٠	٠.٤٦٢	٠.٤٢٣	٠.٣٦١	٠.٣٠٦
٢٩	٠.٥٦١	٠.٤٥٣	٠.٤١١	٠.٣٥٣	٠.٢٨٢
٣٠	٠.٥٥١	٠.٤٤٤	٠.٤٠٢	٠.٣٤٦	٠.٢٦٤
٣١	٠.٥٤١	٠.٤٣٦	٠.٣٩٦	٠.٣٣٩	٠.٢٤٨
٣٢	٠.٥٣١	٠.٤٢٨	٠.٣٩١	٠.٣٣٣	٠.٢٤٢
٣٣	٠.٥٢١	٠.٤٢٠	٠.٣٨٦	٠.٣٢٦	٠.٢٣٦
٣٤	٠.٥١١	٠.٤١٢	٠.٣٨١	٠.٣٢٠	٠.٢٣٠
٣٥	٠.٥٠١	٠.٤٠٤	٠.٣٧٦	٠.٣١٤	٠.٢٢٤
٣٦	٠.٤٩١	٠.٣٩٦	٠.٣٧١	٠.٣٠٨	٠.٢١٨
٣٧	٠.٤٨١	٠.٣٨٨	٠.٣٦٦	٠.٣٠٢	٠.٢١٢
٣٨	٠.٤٧١	٠.٣٨١	٠.٣٦١	٠.٢٩٦	٠.٢٠٦
٣٩	٠.٤٦١	٠.٣٧٦	٠.٣٥٦	٠.٢٩٠	٠.٢٠٠
٤٠	٠.٤٥١	٠.٣٦٦	٠.٣٥١	٠.٢٨٤	٠.١٩٤
٤١	٠.٤٤١	٠.٣٦١	٠.٣٤٦	٠.٢٧٨	٠.١٨٨
٤٢	٠.٤٣١	٠.٣٥٦	٠.٣٤١	٠.٢٧٢	٠.١٨٢
٤٣	٠.٤٢١	٠.٣٥١	٠.٣٣٦	٠.٢٦٦	٠.١٧٦
٤٤	٠.٤١١	٠.٣٤٦	٠.٣٣١	٠.٢٦٠	٠.١٧٠
٤٥	٠.٤٠١	٠.٣٤١	٠.٣٢٦	٠.٢٥٤	٠.١٦٤
٤٦	٠.٣٩١	٠.٣٣٦	٠.٣٢١	٠.٢٤٨	٠.١٥٨
٤٧	٠.٣٨١	٠.٣٣١	٠.٣١٦	٠.٢٤٢	٠.١٥٢
٤٨	٠.٣٧١	٠.٣٢٦	٠.٣١١	٠.٢٣٦	٠.١٤٦
٤٩	٠.٣٦١	٠.٣٢١	٠.٣٠٦	٠.٢٣٠	٠.١٤٠
٥٠	٠.٣٥١	٠.٣١٦	٠.٣٠١	٠.٢٢٤	٠.١٣٤
٥١	٠.٣٤١	٠.٣١١	٠.٢٩٦	٠.٢١٨	٠.١٢٨
٥٢	٠.٣٣٦	٠.٣٠٦	٠.٢٩٠	٠.٢١٢	٠.١٢٢
٥٣	٠.٣٢٦	٠.٣٠١	٠.٢٨٤	٠.٢٠٦	٠.١١٦
٥٤	٠.٣١٦	٠.٢٩٦	٠.٢٧٨	٠.٢٠٠	٠.١١٠
٥٥	٠.٣٠٦	٠.٢٩٠	٠.٢٧٢	٠.١٩٤	٠.١٠٤
٥٦	٠.٢٩٦	٠.٢٨٤	٠.٢٦٦	٠.١٨٨	٠.١٠٠
٥٧	٠.٢٨٤	٠.٢٧٨	٠.٢٦٠	٠.١٨٢	٠.٠٩٤
٥٨	٠.٢٧٨	٠.٢٧٢	٠.٢٥٤	٠.١٧٦	٠.٠٨٨
٥٩	٠.٢٧٢	٠.٢٦٦	٠.٢٥٠	٠.١٧٠	٠.٠٨٢
٦٠	٠.٢٦٦	٠.٢٦٠	٠.٢٤٤	٠.١٦٤	٠.٠٧٦
٦١	٠.٢٦٠	٠.٢٥٤	٠.٢٣٨	٠.١٥٨	٠.٠٧٠
٦٢	٠.٢٥٤	٠.٢٤٨	٠.٢٣٢	٠.١٥٢	٠.٠٦٤
٦٣	٠.٢٤٨	٠.٢٤٢	٠.٢٢٦	٠.١٤٦	٠.٠٥٨
٦٤	٠.٢٤٢	٠.٢٣٦	٠.٢٢٠	٠.١٤٠	٠.٠٥٢
٦٥	٠.٢٣٦	٠.٢٣٠	٠.٢١٤	٠.١٣٤	٠.٠٤٦
٦٦	٠.٢٣٠	٠.٢٢٤	٠.٢٠٨	٠.١٢٨	٠.٠٤٠
٦٧	٠.٢٢٤	٠.٢١٨	٠.٢٠٢	٠.١٢٢	٠.٠٣٤
٦٨	٠.٢١٨	٠.٢١٢	٠.١٩٦	٠.١١٦	٠.٠٢٨
٦٩	٠.٢١٢	٠.٢٠٦	٠.١٩٠	٠.١١٠	٠.٠٢٢
٧٠	٠.٢٠٦	٠.٢٠٠	٠.١٨٤	٠.١٠٤	٠.٠١٦
٧١	٠.٢٠٠	٠.١٩٤	٠.١٧٨	٠.١٠٠	٠.٠١٠
٧٢	٠.١٩٤	٠.١٨٨	٠.١٧٢	٠.٠٩٤	٠.٠٠٤
٧٣	٠.١٨٨	٠.١٨٢	٠.١٦٦	٠.٠٨٨	٠.٠٠٠
٧٤	٠.١٨٢	٠.١٧٦	٠.١٦٠	٠.٠٨٢	٠.٠٠٠
٧٥	٠.١٧٦	٠.١٦٠	٠.١٥٤	٠.٠٧٦	٠.٠٠٠
٧٦	٠.١٧٠	٠.١٥٤	٠.١٤٨	٠.٠٧٠	٠.٠٠٠
٧٧	٠.١٦٤	٠.١٤٨	٠.١٤٢	٠.٠٦٤	٠.٠٠٠
٧٨	٠.١٥٨	٠.١٤٢	٠.١٣٦	٠.٠٥٨	٠.٠٠٠
٧٩	٠.١٥٢	٠.١٣٦	٠.١٣٠	٠.٠٥٢	٠.٠٠٠
٨٠	٠.١٤٦	٠.١٣٠	٠.١٢٤	٠.٠٤٦	٠.٠٠٠
٨١	٠.١٤٠	٠.١٢٤	٠.١١٨	٠.٠٤٠	٠.٠٠٠
٨٢	٠.١٣٤	٠.١١٨	٠.١١٢	٠.٠٣٤	٠.٠٠٠
٨٣	٠.١٢٨	٠.١١٢	٠.١٠٦	٠.٠٢٨	٠.٠٠٠
٨٤	٠.١٢٢	٠.١٠٦	٠.١٠٠	٠.٠٢٢	٠.٠٠٠
٨٥	٠.١١٦	٠.١٠٠	٠.٠٩٤	٠.٠١٦	٠.٠٠٠
٨٦	٠.١١٠	٠.٠٩٤	٠.٠٨٨	٠.٠١٠	٠.٠٠٠
٨٧	٠.١٠٤	٠.٠٨٨	٠.٠٨٢	٠.٠٠٤	٠.٠٠٠
٨٨	٠.١٠٠	٠.٠٨٢	٠.٠٧٦	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٨٩	٠.٠٩٤	٠.٠٧٦	٠.٠٧٠	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٠	٠.٠٨٨	٠.٠٧٠	٠.٠٦٤	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩١	٠.٠٨٢	٠.٠٦٤	٠.٠٥٨	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٢	٠.٠٧٦	٠.٠٥٨	٠.٠٥٢	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٣	٠.٠٧٠	٠.٠٥٢	٠.٠٤٦	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٤	٠.٠٦٤	٠.٠٤٦	٠.٠٤٠	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٥	٠.٠٥٨	٠.٠٤٠	٠.٠٣٤	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٦	٠.٠٥٢	٠.٠٣٤	٠.٠٢٨	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٧	٠.٠٤٦	٠.٠٢٨	٠.٠٢٢	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٨	٠.٠٤٠	٠.٠٢٢	٠.٠١٦	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
٩٩	٠.٠٣٤	٠.٠١٦	٠.٠١٠	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠
١٠٠	٠.٠٢٨	٠.٠١٠	٠.٠٠٤	٠.٠٠٠	٠.٠٠٠

ملحق [٧]

جدول تحويل قيم معامل ارتباط بيرسون إلى قيم معيارية (ز)

ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر	ز	ر
١,٠٩٩	٠,٨٠٠	٠,٦٩٢	٠,٦٠٠	٠,٤٢٤	٠,٤٠٠	٠,٢٠٣	٠,٢٠٠	٠,٠٠٠	٠,٠٠٠
١,١١٢	٠,٨٠٥	٠,٧٠١	٠,٦٠٥	٠,٤٢٠	٠,٤٠٥	٠,٢٠٨	٠,٢٠٥	٠,٠٠٥	٠,٠٠٥
١,١٢٧	٠,٨١٠	٠,٧٠٩	٠,٦١٠	٠,٤٢٦	٠,٤١٠	٠,٢١٣	٠,٢١٠	٠,٠١٠	٠,٠١٠
١,١٤٢	٠,٨١٥	٠,٧١٧	٠,٦١٥	٠,٤٤٢	٠,٤١٥	٠,٢١٨	٠,٢١٥	٠,٠١٥	٠,٠١٥
١,١٥٧	٠,٨٢٠	٠,٧٢٥	٠,٦٢٠	٠,٤٤٨	٠,٤٢٠	٠,٢٢٤	٠,٢٢٠	٠,٠٢٠	٠,٠٢٠
١,١٧٢	٠,٨٢٥	٠,٧٢٢	٠,٦٢٥	٠,٤٥٤	٠,٤٢٥	٠,٢٢٩	٠,٢٢٥	٠,٠٢٥	٠,٠٢٥
١,١٨٨	٠,٨٣٠	٠,٧٤١	٠,٦٣٠	٠,٤٦٠	٠,٤٣٠	٠,٢٣٤	٠,٢٣٠	٠,٠٣٠	٠,٠٣٠
١,٢٠٤	٠,٨٣٥	٠,٧٥٠	٠,٦٣٥	٠,٤٦٦	٠,٤٣٥	٠,٢٣٩	٠,٢٣٥	٠,٠٣٥	٠,٠٣٥
١,٢٢١	٠,٨٤٠	٠,٧٥٨	٠,٦٤٠	٠,٤٧٢	٠,٤٤٠	٠,٢٤٥	٠,٢٤٠	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠
١,٢٣٨	٠,٨٤٥	٠,٧٦٧	٠,٦٤٥	٠,٤٧٨	٠,٤٤٥	٠,٢٥٠	٠,٢٤٥	٠,٠٤٥	٠,٠٤٥
١,٢٥٦	٠,٨٥٠	٠,٧٧٥	٠,٦٥٠	٠,٤٨٥	٠,٤٥٠	٠,٢٥٥	٠,٢٥٠	٠,٠٥٠	٠,٠٥٠
١,٢٧١	٠,٨٥٥	٠,٧٨٤	٠,٦٥٥	٠,٤٩١	٠,٤٥٥	٠,٢٦١	٠,٢٥٥	٠,٠٥٥	٠,٠٥٥
١,٢٩٢	٠,٨٦٠	٠,٧٩٢	٠,٦٦٠	٠,٤٩٧	٠,٤٦٠	٠,٢٦٦	٠,٢٦٠	٠,٠٦٠	٠,٠٦٠
١,٣٩٢	٠,٨٦٥	٠,٨٠٢	٠,٦٦٥	٠,٥٠٤	٠,٤٦٥	٠,٢٧٠	٠,٢٦٥	٠,٠٦٥	٠,٠٦٥
١,٣٣٣	٠,٨٧٠	٠,٨١١	٠,٦٧٠	٠,٥١٠	٠,٤٧٠	٠,٢٧٧	٠,٢٧٠	٠,٠٧٠	٠,٠٧٠
١,٣٥٤	٠,٨٧٥	٠,٨٢٠	٠,٦٧٥	٠,٥١٧	٠,٤٧٥	٠,٢٨٢	٠,٢٧٥	٠,٠٧٥	٠,٠٧٥
١,٣٧٦	٠,٨٨٠	٠,٨٢٩	٠,٦٨٠	٠,٥٢٣	٠,٤٨٠	٠,٢٨٨	٠,٢٨٠	٠,٠٨٠	٠,٠٨٠
١,٣٩٨	٠,٨٨٥	٠,٨٣٨	٠,٦٨٥	٠,٥٢٠	٠,٤٨٥	٠,٢٩٢	٠,٢٨٥	٠,٠٨٥	٠,٠٨٥
١,٤٢٢	٠,٨٩٠	٠,٨٤٨	٠,٦٩٠	٠,٥٢٦	٠,٤٩٠	٠,٢٩٩	٠,٢٩٠	٠,٠٩٠	٠,٠٩٠
١,٤٤٧	٠,٨٩٥	٠,٨٥٨	٠,٦٩٥	٠,٥٣٢	٠,٤٩٥	٠,٣٠٤	٠,٢٩٥	٠,٠٩٥	٠,٠٩٥
١,٤٧٢	٠,٩٠٠	٠,٨٦٧	٠,٧٠٠	٠,٥٣٩	٠,٥٠٠	٠,٣١٠	٠,٣٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
١,٤٩٩	٠,٩٠٥	٠,٨٧٧	٠,٧٠٥	٠,٥٥٦	٠,٥٠٥	٠,٣١٥	٠,٣٠٥	٠,١٠٥	٠,١٠٥
١,٥٢٨	٠,٩١٠	٠,٨٨٧	٠,٧١٠	٠,٥٦٣	٠,٥١٠	٠,٣٢١	٠,٣١٠	٠,١١٠	٠,١١٠
١,٥٥٧	٠,٩١٥	٠,٨٩٧	٠,٧١٥	٠,٥٧٠	٠,٥١٥	٠,٣٢٦	٠,٣١٥	٠,١١٥	٠,١١٥
١,٥٨٩	٠,٩٢٠	٠,٩٠٨	٠,٧٢٠	٠,٥٧٦	٠,٥٢٠	٠,٣٣٢	٠,٣٢٠	٠,١٢٠	٠,١٢٠
١,٦٢٣	٠,٩٢٥	٠,٩١٨	٠,٧٢٥	٠,٥٨٢	٠,٥٢٥	٠,٣٣٧	٠,٣٢٥	٠,١٢٥	٠,١٢٥
١,٦٥٨	٠,٩٣٠	٠,٩٢٨	٠,٧٣٠	٠,٥٩٠	٠,٥٣٠	٠,٣٤٢	٠,٣٣٠	٠,١٣٠	٠,١٣٠
١,٦٩٧	٠,٩٣٥	٠,٩٤٠	٠,٧٣٥	٠,٥٩٧	٠,٥٣٥	٠,٣٤٨	٠,٣٣٥	٠,١٣٥	٠,١٣٥
١,٧٣٨	٠,٩٤٠	٠,٩٥٠	٠,٧٤٠	٠,٦٠٤	٠,٥٤٠	٠,٣٥٤	٠,٣٤٠	٠,١٤٠	٠,١٤٠
١,٧٨٣	٠,٩٤٥	٠,٩٦٢	٠,٧٤٥	٠,٦١١	٠,٥٤٥	٠,٣٦٠	٠,٣٤٥	٠,١٤٥	٠,١٤٥
١,٨٢٢	٠,٩٥٠	٠,٩٧٢	٠,٧٥٠	٠,٦١٨	٠,٥٥٠	٠,٣٦٥	٠,٣٥٠	٠,١٥٠	٠,١٥٠
١,٨٨٦	٠,٩٥٥	٠,٩٨٤	٠,٧٥٥	٠,٦٢٦	٠,٥٥٥	٠,٣٧١	٠,٣٥٥	٠,١٥٥	٠,١٥٥
١,٩٤٦	٠,٩٦٠	٠,٩٩٦	٠,٧٦٠	٠,٦٣٣	٠,٥٦٠	٠,٣٧٧	٠,٣٦٠	٠,١٦٠	٠,١٦٠
٢,٠١٤	٠,٩٦٥	١,٠٠٨	٠,٧٦٥	٠,٦٤٠	٠,٥٦٥	٠,٣٨٢	٠,٣٦٥	٠,١٦٥	٠,١٦٥
٢,٠٩٢	٠,٩٧٠	١,٠٢٠	٠,٧٧٠	٠,٦٤٨	٠,٥٧٠	٠,٣٨٨	٠,٣٧٠	٠,١٧٠	٠,١٧٠
٢,١٨٥	٠,٩٧٥	١,٠٣٢	٠,٧٧٥	٠,٦٥٥	٠,٥٧٥	٠,٣٩٤	٠,٣٧٥	٠,١٧٥	٠,١٧٥
٢,٢٩٨	٠,٩٨٠	١,٠٤٥	٠,٧٨٠	٠,٦٦٢	٠,٥٨٠	٠,٤٠٠	٠,٣٨٠	٠,١٨٠	٠,١٨٠
٢,٤٤٣	٠,٩٨٥	١,٠٥٨	٠,٧٨٥	٠,٦٧٠	٠,٥٨٥	٠,٤٠٦	٠,٣٨٥	٠,١٨٥	٠,١٨٥
٢,٦٤٧	٠,٩٩٠	١,٠٧١	٠,٧٩٠	٠,٦٧٨	٠,٥٩٠	٠,٤١٢	٠,٣٩٠	٠,١٩٠	٠,١٩٠
٢,٩٩٤	٠,٩٩٥	١,٠٨٥	٠,٧٩٥	٠,٦٨٥	٠,٥٩٥	٠,٤١٨	٠,٣٩٥	٠,١٩٥	٠,١٩٥

ملحق [٨]

جدول القيم الحرجة لاختبار مربع كاي

درجات الحرية	٠.٠٠٥	٠.٠١	٠.٠٢٥	٠.٠٥	٠.١٠	٠.٢٠	٠.٤٠	٠.٦٧٥	٠.٩١	٠.٩٩٥
١	٧.٨٨	٦.٣٣	٥.٠٢	٣.٨٤	٢.٧١	١.٦٤	٠.٨٥	٠.٤٨	٠.٣٢	٠.٢١
٢	١٠.٦٠	٩.٢١	٧.٣٨	٥.٩٩	٤.٦١	٣.٤٠	٢.٢٠	١.٥٩	١.٠٥	٠.٦٠
٣	١٢.٨٤	١١.٣٤	٩.٣٥	٧.٨١	٦.٢٥	٥.٠٢	٣.٦٥	٢.٣٥	١.٦٠	٠.٧٢
٤	١٤.٨٦	١٣.٢٨	١١.١٤	٩.٤٩	٧.٧٨	٦.٠٩	٤.٠٨	٢.٨٨	١.٩٠	١.٠٦
٥	١٦.٧٥	١٥.٠٩	١٢.٨٣	١١.٠٧	٩.٢٤	٨.٠٨	٥.٤١	٣.٨٣	٢.٥٥	١.٤١
٦	١٨.٥٥	١٦.٨١	١٤.٤٥	١٢.٥٩	١٠.٦٤	٩.٠٢	٦.٠٦	٤.٢٤	٣.٠٧	١.٦٨
٧	٢٠.٢٨	١٨.٤٨	١٦.٠١	١٤.٠٧	١٢.٠٢	٩.٨٣	٦.٣٧	٤.٦٩	٣.٢٤	١.٩٩
٨	٢١.٩٦	٢٠.٠٩	١٧.٥٢	١٥.٥١	١٢.٣٦	١٠.٤٩	٦.٧٢	٤.٩٨	٣.٦٥	٢.٣٤
٩	٢٣.٥٩	٢١.٦٧	١٩.٠٢	١٦.٩٢	١٤.٦٨	١١.٩٧	٦.٩٣	٤.٧٠	٣.٩٩	٢.٣٧
١٠	٢٥.١٩	٢٣.٢١	٢٠.٤٨	١٨.٣٦	١٥.٩٩	١٣.٤٧	٦.٩٤	٤.٧٥	٣.٩٦	٢.٣٦
١١	٢٦.٧٦	٢٤.٧٢	٢١.٩٢	١٩.٦٨	١٧.٢٨	١٥.٠٨	٧.٠٧	٤.٨٢	٣.٩٥	٢.٣٦
١٢	٢٨.٣٠	٢٦.٢٧	٢٣.٢٤	٢١.٠٢	١٨.٥٥	١٦.٢٠	٧.٢٢	٤.٩٠	٣.٩٧	٢.٣٧
١٣	٢٩.٨٢	٢٧.٦٩	٢٤.٧٤	٢٢.٣٦	١٩.٨١	١٧.٠٤	٧.٣٩	٥.٠١	٤.٠٠	٢.٣٧
١٤	٣١.٣٢	٢٩.١٤	٢٦.١٢	٢٣.٦٨	٢١.٠٦	١٧.٧٩	٧.٥٧	٥.١٢	٤.١٦	٢.٣٧
١٥	٣٢.٨٠	٣٠.٥٨	٢٧.٤٩	٢٥.٠٠	٢٢.٣٦	١٨.٥٥	٧.٦٦	٥.٢٦	٤.٢٦	٢.٣٦
١٦	٣٤.٢٧	٣٢.٠٠	٢٨.٩٥	٢٦.٢٠	٢٣.٥٤	١٩.٢١	٧.٩٦	٥.٣١	٤.٣١	٢.٣٦
١٧	٣٥.٧٢	٣٣.٤١	٣٠.٣٩	٢٧.٥٩	٢٤.٧٧	٢٠.٠٩	٨.١٧	٥.٤٦	٤.٤١	٢.٣٦
١٨	٣٧.١٦	٣٤.٨١	٣١.٥٢	٢٨.٨٧	٢٥.٩٩	٢٠.٨٦	٨.٣٩	٥.٥٢	٤.٥١	٢.٣٦
١٩	٣٨.٥٨	٣٦.١٩	٣٢.٨٥	٣٠.١٤	٢٧.٢٠	٢١.٦٥	٨.٥١	٥.٦٢	٤.٦٢	٢.٣٦
٢٠	٤٠.٠٠	٣٧.٥٧	٣٤.١٧	٣١.٤٦	٢٨.٤٦	٢٢.٤٤	٨.٦٥	٥.٧٩	٤.٧٦	٢.٣٦
٢١	٤١.٤٠	٣٨.٩٢	٣٥.٤٨	٣٢.٦٧	٢٩.٦٩	٢٣.٢٤	٨.٨٩	٥.٩٠	٤.٨٦	٢.٣٦
٢٢	٤٢.٨٦	٤٠.٢٩	٣٦.٧٨	٣٣.٩٢	٣٠.٨١	٢٤.٠٤	٩.١٢	٦.٠٤	٤.٩٦	٢.٣٦
٢٣	٤٤.١٨	٤١.٥٤	٣٨.٠٨	٣٥.١٧	٣٢.٠١	٢٤.٨٥	٩.٣٩	٦.١٩	٥.١٦	٢.٣٦
٢٤	٤٥.٥٦	٤٢.٩٨	٣٩.٢٦	٣٦.٤٢	٣٣.٢٠	٢٥.٦٦	٩.٦٥	٦.٣٠	٥.٢٦	٢.٣٦
٢٥	٤٦.٩٢	٤٤.٢٦	٤٠.٦٥	٣٧.٦٥	٣٤.٢٨	٢٦.٤٧	٩.٩٦	٦.٤٢	٥.٣٦	٢.٣٦
٢٦	٤٨.٢٩	٤٥.٦٤	٤١.٩٢	٣٨.٨٩	٣٥.٥٦	٢٧.٢٩	١٠.٢٨	٦.٥٢	٥.٤٦	٢.٣٦
٢٧	٤٩.٦٤	٤٦.٩٦	٤٣.١٩	٤٠.١١	٣٦.٧٤	٢٨.١١	١٠.٦٥	٦.٥٧	٥.٥٨	٢.٣٦
٢٨	٥٠.٩٩	٤٨.٢٨	٤٤.٤٦	٤١.٢٤	٣٧.٩٢	٢٨.٩٦	١٠.٩٢	٦.٥٦	٥.٥٦	٢.٣٦
٢٩	٥٢.٣٤	٤٩.٥٠	٤٥.٧٢	٤٢.٥٦	٣٩.٠٩	٢٩.٧٧	١١.٢٦	٦.٥٦	٥.٥٦	٢.٣٦
٣٠	٥٣.٦٧	٥٠.٨٩	٤٦.٩٨	٤٣.٧٧	٤٠.٢٦	٣٠.٦٠	١١.٤٩	٦.٥٦	٥.٥٦	٢.٣٦
٤٠	٦٦.٧٧	٦٢.٦٩	٥٩.٢٤	٥٥.٧٦	٥١.٨١	٣٩.٠٥	٢٦.٥١	٢٤.٤٢	٢٢.١٦	٢٠.٧١
٥٠	٧٩.٤٩	٧٦.١٥	٧١.٤٢	٦٧.٥٠	٦٣.١٧	٣٧.٦٩	٣٤.٧٦	٣٢.٢٦	٢٩.٧١	٢٧.٩٩
٦٠	٩١.٩٥	٨٨.٢٨	٨٢.٢٠	٧٩.٠٨	٧٤.٤٠	٤٦.٤٦	٤٢.١٩	٤٠.٤٨	٣٧.٤٨	٣٥.٥٢
٧٠	١٠٤.٢٢	١٠٠.٤٢	٩٥.٠٢	٩٠.٥٢	٨٥.٥٢	٥٥.٢٢	٥١.٧٤	٤٨.٧٦	٤٥.٤٤	٤٢.٢٨
٨٠	١١٦.٢٢	١١٢.٢٢	١٠٦.٦٢	١٠١.٨٨	٩٦.٥٨	٦٤.٢٨	٦٠.٢٩	٥٧.١٥	٥٢.٥٤	٥١.٧١
٩٠	١٢٨.٢٠	١٢٤.١٢	١١٨.١٤	١١٢.١٤	١٠٧.٥٦	٧٢.٢٩	٦٩.١٢	٦٥.٦٥	٦١.٧٥	٥٩.٢٠
١٠٠	١٤٠.١٧	١٣٥.٨١	١٢٩.٥٦	١٢٤.٢٤	١١٨.٥٠	٨٢.٢٦	٧٧.٩٢	٧٤.٢٢	٧٠.٠٦	٦٧.٢٢
١٢٠	١٦٢.٦٦	١٥٨.٩٥	١٥٢.٢١	١٤٦.٥٧	١٤٠.٢٢	١٠٠.٦٢	٩٥.٧٠	٩١.٥٨	٨٦.٩٢	٨٢.٨٥

ملحق [٩]

جدول القيم الحرجة للمدى المعياري لاختبار توكي (ستيو دلتايز)

مستوى الدلالة	عدد التكرارات									درجات الحرية
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	
٠.٠٥	١٨.٠	٢٧.٠	٣٢.٨	٣٧.١	٤٠.٤	٤٢.١	٤٣.٤	٤٤.٤	٤٧.٤	١
٠.٠١	٩.٠	١٣.٥	١٦.٦	١٨.٦	٢٠.٢	٢١.٦	٢٢.٧	٢٣.٧	٢٧.٤	٢
٠.٠٥	٦.٠٩	٨.٢	٩.٨	١٠.٩	١١.٧	١٢.٤	١٢.٩	١٣.٥	١٤.٠	٣
٠.٠١	١٤.٠	١٩.٠	٢٢.٣	٢٤.٧	٢٦.٦	٢٨.٢	٢٩.٠	٢٩.٧	٣١.٧	٤
٠.٠٥	٤.٥٠	٥.٩١	٦.٨٢	٧.٥٠	٨.٠٤	٨.٤٨	٨.٨٥	٩.١٨	٩.٤٦	٥
٠.٠١	٨.٢٦	١٠.٦	١٢.٢	١٣.٣	١٤.٦	١٥.٠	١٥.٦	١٦.٢	١٦.٧	٦
٠.٠٥	٣.٩٢	٥.٠٤	٥.٧٦	٦.٢٩	٦.٧١	٧.٠٥	٧.٣٥	٧.٦٠	٧.٨٢	٧
٠.٠١	٦.٥١	٨.١٢	٩.١٧	٩.٦٦	١٠.٦	١١.١	١١.٥	١١.٩	١٢.٣	٨
٠.٠٥	٣.٦٤	٤.٦٠	٥.٢٢	٥.٦٧	٦.٠٣	٦.٣٢	٦.٥٨	٦.٨٠	٦.٩٩	٩
٠.٠١	٥.٧٠	٦.٩٧	٧.٨٠	٨.٤٢	٨.٩١	٩.٢٢	٩.٦٧	٩.٩٧	١٠.٢	١٠
٠.٠٥	٣.٤٦	٤.٢٤	٤.٩٠	٥.٣٦	٥.٦٣	٥.٨٩	٦.١٢	٦.٢٢	٦.٤٩	١١
٠.٠١	٥.٢٤	٦.٣٣	٧.٠٣	٧.٥٦	٧.٩٧	٨.٢٢	٨.٦٦	٨.٨٧	٩.١٠	١٢
٠.٠٥	٣.٣٤	٤.١٦	٤.٦٩	٥.٠٦	٥.٣٦	٥.٦١	٥.٨٢	٦.٠٠	٦.١٦	١٣
٠.٠١	٤.٩٥	٥.٩٧	٦.٥٤	٧.٠١	٧.٣٧	٧.٦٨	٧.٩٤	٨.١٧	٨.٣٧	١٤
٠.٠٥	٣.٢٦	٤.٠٤	٤.٥٢	٤.٨٩	٥.١٧	٥.٤٠	٥.٦٠	٥.٧٧	٥.٩٢	١٥
٠.٠١	٤.٧٤	٥.٦٢	٦.٢٠	٦.٦٢	٦.٩٦	٧.٢٢	٧.٤٧	٧.٦٨	٧.٨٧	١٦
٠.٠٥	٣.٢٠	٣.٩٥	٤.٤٢	٤.٧٦	٥.٠٢	٥.٢٤	٥.٤٣	٥.٦٠	٥.٧٤	١٧
٠.٠١	٤.٦٠	٥.٢٤	٥.٩٦	٦.٢٥	٦.٦٦	٦.٩١	٧.١٣	٧.٣٢	٧.٤٩	١٨
٠.٠٥	٣.١٥	٣.٨٨	٤.٣٢	٤.٦٥	٤.٩١	٥.١٦	٥.٣٠	٥.٤٦	٥.٦٠	١٩
٠.٠١	٤.٤٨	٥.٣٧	٥.٧٧	٦.١٤	٦.٤٢	٦.٦٧	٦.٨٧	٧.٠٥	٧.٢١	٢٠
٠.٠٥	٣.١١	٣.٨٢	٤.٢٦	٤.٥٧	٤.٨٢	٥.٠٢	٥.٢٠	٥.٣٥	٥.٤٩	٢١
٠.٠١	٤.٣٦	٥.١١	٥.٦٢	٥.٩٧	٦.٢٥	٦.٤٨	٦.٦٧	٦.٨١	٦.٩٩	٢٢
٠.٠٥	٣.٠٨	٣.٧٧	٤.٢٠	٤.٦٥	٤.٩٥	٥.١٢	٥.٢٧	٥.٤٢	٥.٥٦	٢٣
٠.٠١	٤.٢٢	٤.٠١	٤.٥٠	٤.٨١	٥.١٠	٥.٣٢	٥.٤٦	٥.٦١	٥.٧٥	٢٤
٠.٠٥	٣.٠٦	٣.٧٣	٤.١٥	٤.٤٥	٤.٦٩	٤.٨٨	٥.٠٥	٥.١٩	٥.٣٢	٢٥
٠.٠١	٤.٢٦	٤.١٦	٤.٤٠	٤.٦٣	٤.٩٨	٥.١٩	٥.٣٧	٥.٥٢	٥.٦٧	٢٦
٠.٠٥	٣.٠٣	٣.٧٠	٤.١١	٤.٤١	٤.٦٤	٤.٨٢	٥.٠٠	٥.١٤	٥.٢٨	٢٧
٠.٠١	٤.٢١	٤.٨٩	٤.٣٢	٤.٦٢	٤.٨٨	٥.٠٨	٥.٢٦	٥.٤١	٥.٥٤	٢٨
٠.٠٥	٣.٠٠	٣.٦٥	٤.٠٥	٤.٣٢	٤.٥٦	٤.٧٤	٤.٩٠	٥.٠٣	٥.١٦	٢٩
٠.٠١	٤.١٣	٤.٧٨	٤.١٩	٤.٤٩	٤.٧٢	٤.٩٢	٥.٠٨	٥.٢٢	٥.٣٥	٣٠
٠.٠٥	٢.٩٧	٣.٦١	٤.٠٠	٤.٢٨	٤.٤٩	٤.٦٧	٤.٨٢	٤.٩٦	٥.٠٧	٣١
٠.٠١	٤.٠٧	٤.٧٠	٤.٠٩	٤.٣٨	٤.٦٠	٤.٧٩	٤.٩٤	٥.٠٨	٥.٢٠	٣٢
٠.٠٥	٢.٩٥	٣.٥٨	٣.٩٦	٤.٢٢	٤.٤٥	٤.٦٢	٤.٧٧	٤.٩٠	٥.٠١	٣٣
٠.٠١	٤.٠٢	٤.٦٤	٤.٠٢	٤.٢٩	٤.٥١	٤.٦٩	٤.٨٤	٤.٩٧	٥.٠٩	٣٤
٠.٠٥	٢.٩٢	٣.٥٢	٣.٩٠	٤.١٧	٤.٣٧	٤.٥٤	٤.٦٨	٤.٨١	٤.٩٢	٣٥
٠.٠١	٣.٩٦	٤.٥٤	٤.٩١	٤.١٧	٤.٣٧	٤.٥٤	٤.٦٩	٤.٨١	٤.٩٢	٣٦
٠.٠٥	٢.٨٩	٣.٤٩	٣.٨٤	٤.١٠	٤.٢٠	٤.٣٠	٤.٤١	٤.٥٢	٤.٦٠	٣٧
٠.٠١	٣.٨٩	٤.٤٥	٤.٨٠	٤.٠٥	٤.٢٤	٤.٣٤	٤.٤٥	٤.٥٤	٤.٦٣	٣٨
٠.٠٥	٢.٨٦	٣.٤٤	٣.٧٩	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤.٥٢	٣٩
٠.٠١	٣.٨٢	٤.٣٧	٤.٧٠	٤.٩٢	٤.١١	٤.٢١	٤.٣١	٤.٤٠	٤.٥٠	٤٠
٠.٠٥	٢.٨٢	٣.٣٦	٣.٧١	٤.٠٦	٤.١٥	٤.٢٤	٤.٣٤	٤.٤٤	٤.٥٤	٤١
٠.٠١	٣.٨٠	٣.٣٦	٣.٦٩	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤.٥٢	٤٢
٠.٠٥	٢.٨٠	٣.٣٦	٣.٦٩	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤.٥٢	٤٣
٠.٠١	٢.٧٠	٣.٢٠	٣.٥٠	٣.٨٧	٤.٠١	٤.١٠	٤.١٩	٤.٢٨	٤.٣٧	٤٤
٠.٠٥	٢.٧٧	٣.٢٦	٣.٥٦	٣.٩٢	٤.٠٦	٤.١٥	٤.٢٤	٤.٣٤	٤.٤٤	٤٥
٠.٠١	٢.٧٤	٣.٢٣	٣.٥٣	٣.٩٠	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤٦
٠.٠٥	٢.٧٧	٣.٢٦	٣.٥٦	٣.٩٠	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤٧
٠.٠١	٢.٧٤	٣.٢٣	٣.٥٣	٣.٩٠	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤٨
٠.٠٥	٢.٧٧	٣.٢٦	٣.٥٦	٣.٩٠	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٤٩
٠.٠١	٢.٧٤	٣.٢٣	٣.٥٣	٣.٩٠	٤.٠٤	٤.١٣	٤.٢٢	٤.٣٢	٤.٤٢	٥٠

ملحق [١٠]

جدول اختبار كوجران لتجانس التباين عند مستوى دلالة ٠,٠٥

ن	ك = عدد التباينات									
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢
٥	٠,٩٠٦	٠,٧٤٦	٠,٦٢٩	٠,٥٤٤	٠,٤٨٠	٠,٤٢٩	٠,٣٩١	٠,٣٥٨	٠,٣٣١	٠,٣٠٨
٦	٠,٨٧٧	٠,٧٠٧	٠,٥٩٠	٠,٥٠٧	٠,٤٤٥	٠,٣٩٧	٠,٣٦٠	٠,٣٢٩	٠,٣٠٣	٠,٢٨٨
٧	٠,٨٥٢	٠,٦٧٧	٠,٥٦٠	٠,٤٧٨	٠,٤١٨	٠,٣٧٢	٠,٣٣٦	٠,٣٠٧	٠,٢٨٢	٠,٢٦٤
٨	٠,٨٢٢	٠,٦٥٢	٠,٥٣٧	٠,٤٥٦	٠,٣٩٨	٠,٣٥٤	٠,٣١٩	٠,٢٩٠	٠,٢٦٧	٠,٢٤٩
٩	٠,٨١٦	٠,٦٣٢	٠,٥١٨	٠,٤٣٩	٠,٣٨٢	٠,٣٣٨	٠,٣٠٤	٠,٢٧٧	٠,٢٥٤	٠,٢٣٩
١٠	٠,٨٠١	٠,٦١٧	٠,٥٠٢	٠,٤٢٤	٠,٣٦٨	٠,٣٢٦	٠,٢٩٢	٠,٢٦٦	٠,٢٤٤	٠,٢٢٩
١١	٠,٧٨٩	٠,٦٠٣	٠,٤٨٩	٠,٤١٢	٠,٣٥٧	٠,٣١٥	٠,٢٨٢	٠,٢٥٧	٠,٢٣٥	٠,٢٢٠
١٢	٠,٧٧٧	٠,٥٩٠	٠,٤٧٧	٠,٤٠١	٠,٣٤٧	٠,٣٠٦	٠,٢٧٥	٠,٢٤٩	٠,٢٢٨	٠,٢١٥
١٣	٠,٧٦٧	٠,٥٨٠	٠,٤٦٧	٠,٣٩٢	٠,٣٣٩	٠,٢٩٩	٠,٢٦٧	٠,٢٤٢	٠,٢٢٢	٠,٢٠٩
١٤	٠,٥٧٥	٠,٥٧٠	٠,٤٥٨	٠,٣٨٤	٠,٣٣١	٠,٢٩٢	٠,٢٦١	٠,٢٣٧	٠,٢١٦	٠,٢٠٥
١٥	٠,٧٤٩	٠,٥٦١	٠,٤٥٠	٠,٣٧٧	٠,٣٢٥	٠,٢٨٦	٠,٢٥٦	٠,٢٣١	٠,٢١١	٠,٢٠١
١٦	٠,٧٤١	٠,٥٥٤	٠,٤٤٣	٠,٣٧٠	٠,٣١٩	٠,٢٨٠	٠,٢٥١	٠,٢٢٧	٠,٢٠٧	٠,١٩٧
١٧	٠,٧٣٤	٠,٥١٧	٠,٤٣٧	٠,٣٦٥	٠,٣١٤	٠,٢٧٦	٠,٢٤٦	٠,٢٢٢	٠,٢٠٢	٠,١٩٤
١٨	٠,٧٢٨	٠,٥٤٠	٠,٤٣٦	٠,٣٥٩	٠,٣٠٩	٠,٢٧١	٠,٢٤٢	٠,٢١٩	٠,١٩٠	٠,١٨٠
١٩	٠,٧٢٢	٠,٥٣٤	٠,٤٣٥	٠,٣٥٤	٠,٣٠٤	٠,٢٦٧	٠,٢٣٨	٠,٢١٥	٠,١٨٧	٠,١٧٨
٢٠	٠,٧١٧	٠,٥٢٩	٠,٤٢٦	٠,٣٥٠	٠,٣٠٠	٠,٢٦٤	٠,٢٣٥	٠,٢١٢	٠,١٨٤	٠,١٧٥
٢١	٠,٧١٢	٠,٥٢٤	٠,٤٢١	٠,٣٤٦	٠,٢٩٦	٠,٢٧٨	٠,٢٤٩	٠,٢٢٦	٠,١٩٨	٠,١٨٩
٢٢	٠,٧٠٧	٠,٥١٩	٠,٤١٢	٠,٣٤٢	٠,٢٩٢	٠,٢٧٢	٠,٢٤٣	٠,٢٢٠	٠,١٩٢	٠,١٨٣
٢٣	٠,٧٠٢	٠,٥١٥	٠,٤٠٨	٠,٣٣٩	٠,٢٩٠	٠,٢٥٤	٠,٢٢٦	٠,٢٠٤	٠,١٧٦	٠,١٦٨
٢٤	٠,٦٩٨	٠,٥١١	٠,٤٠٤	٠,٣٣٥	٠,٢٨٧	٠,٢٥١	٠,٢٢٤	٠,٢٠٢	٠,١٧٤	٠,١٦٥
٢٥	٠,٦٩٤	٠,٥٠٧	٠,٤٠١	٠,٣٣٢	٠,٢٨٤	٠,٢٤٩	٠,٢٢٢	٠,٢٠٠	٠,١٧٢	٠,١٦٣
٢٦	٠,٦٩١	٠,٥٠٤	٠,٣٩٨	٠,٣٣٠	٠,٢٨٢	٠,٢٤٧	٠,٢٢١	٠,١٩٩	٠,١٧١	٠,١٦٢
٢٧	٠,٦٨٧	٠,٥٠٠	٠,٣٩٥	٠,٣٢٧	٠,٢٧٩	٠,٢٤٤	٠,٢١٧	٠,١٩٥	٠,١٦٨	٠,١٦٠
٢٨	٠,٦٨٤	٠,٤٩٧	٠,٣٩٢	٠,٣٢٤	٠,٢٧٧	٠,٢٤٢	٠,٢١٥	٠,١٩٤	٠,١٦٧	٠,١٥٩
٢٩	٠,٦٨٢	٠,٤٩٤	٠,٣٨٩	٠,٣٢٢	٠,٢٧٥	٠,٢٤٠	٠,٢١٠	٠,١٩٣	٠,١٦٥	٠,١٥٦
٣٠	٠,٦٧٨	٠,٤٩١	٠,٣٨٧	٠,٣٢٠	٠,٢٧٢	٠,٢٣٨	٠,٢١٢	٠,١٩١	٠,١٦٤	٠,١٥٦
٣١	٠,٦٧٢	٠,٤٨٦	٠,٣٨٢	٠,٣١٥	٠,٢٦٩	٠,٢٣٥	٠,٢٠٩	٠,١٨٨	٠,١٦١	٠,١٥٣
٣٢	٠,٦٦٧	٠,٤٨١	٠,٣٧٨	٠,٣١٢	٠,٢٦٦	٠,٢٣٢	٠,٢٠٦	٠,١٨٥	٠,١٥٩	٠,١٥٠
٣٣	٠,٦٦٢	٠,٤٧٧	٠,٣٧٤	٠,٣٠٨	٠,٢٦٢	٠,٢٢٩	٠,٢٠٢	٠,١٨٢	٠,١٥٦	٠,١٤٨
٣٤	٠,٦٥٨	٠,٤٧٣	٠,٣٧٠	٠,٣٠٥	٠,٢٦٠	٠,٢٢٧	٠,٢٠١	٠,١٨١	٠,١٥٤	٠,١٤٦
٣٥	٠,٦٥٤	٠,٤٦٩	٠,٣٦٧	٠,٣٠٢	٠,٢٥٧	٠,٢٢٤	٠,١٩٩	٠,١٧٩	٠,١٥٢	٠,١٤٤
٣٦	٠,٦٥١	٠,٤٦٦	٠,٣٦٤	٠,٣٠١	٠,٢٥٥	٠,٢٢٢	٠,١٩٧	٠,١٧٧	٠,١٥٠	٠,١٤٢
٣٧	٠,٦٤٧	٠,٤٦٣	٠,٣٦١	٠,٢٩٧	٠,٢٥٢	٠,٢٢٠	٠,١٩٥	٠,١٧٥	٠,١٤٨	٠,١٤٠
٣٨	٠,٦٤١	٠,٤٦٠	٠,٣٥٩	٠,٢٩٥	٠,٢٥١	٠,٢١٨	٠,١٩٢	٠,١٧٢	٠,١٤٥	٠,١٣٧
٣٩	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٠	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤١	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٢	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٣	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٤	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٥	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٦	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٧	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٨	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٤٩	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٠	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥١	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٢	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٣	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٤	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٥	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٦	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٧	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٨	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٥٩	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦
٦٠	٠,٦٣٨	٠,٤٥٤	٠,٣٥٤	٠,٢٩٠	٠,٢٤٧	٠,٢١٥	٠,١٩٠	٠,١٧١	٠,١٤٤	٠,١٣٦

تابع ملحق [١٠]

جدول اختبار كوجران لتجانس التباين عند مستوى دلالة ٠,٠١

ن	ك = عدد التباينات									
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١
٥	٠,٩٥٩	٠,٨٢٤	٠,٧٧١	٠,٦٢٢	٠,٥٦٤	٠,٥٠٨	٠,٤٦٢	٠,٤٢٥	٠,٣٩٢	٠,٣٨٨
٦	٠,٩٢٧	٠,٧٩٢	٠,٦٧٦	٠,٥٨٨	٠,٥٢٠	٠,٤٦٦	٠,٤٢٢	٠,٣٨٧	٠,٣٥٧	٠,٣٥٩
٧	٠,٩١٧	٠,٧٦١	٠,٦٤١	٠,٥٥٢	٠,٤٨٧	٠,٤٣٥	٠,٣٩٢	٠,٣٥٩	٠,٣٢١	٠,٣٢٩
٨	٠,٨٩٩	٠,٧٣٤	٠,٦١٢	٠,٥٢٦	٠,٤٦١	٠,٤١١	٠,٣٧٠	٠,٣٣٨	٠,٣١١	٠,٣٢٣
٩	٠,٨٨٢	٠,٧١١	٠,٥٩٠	٠,٥٠٤	٠,٤٤٠	٠,٣٩١	٠,٣٥٢	٠,٣٢١	٠,٢٩٥	٠,٢٩١
١٠	٠,٨٦٧	٠,٦٩١	٠,٥٧٠	٠,٤٨٥	٠,٤٢٢	٠,٣٧٥	٠,٣٣٧	٠,٣٠٧	٠,٢٨١	٠,٢٨٠
١١	٠,٨٥٥	٠,٦٧٥	٠,٥٥٤	٠,٤٧٠	٠,٤٠٨	٠,٣٦١	٠,٣٢٥	٠,٢٩٥	٠,٢٧٠	٠,٢٦٢
١٢	٠,٨٤٢	٠,٦٦٠	٠,٥٣٩	٠,٤٥٦	٠,٣٩٦	٠,٣٥٠	٠,٣١٤	٠,٢٨٥	٠,٢٦١	٠,٢٥٣
١٣	٠,٨٣٦	٠,٦٧٤	٠,٥٢٧	٠,٤٤٥	٠,٣٨٥	٠,٣٤٠	٠,٣٠٤	٠,٢٧٦	٠,٢٥٣	٠,٢٤٦
١٤	٠,٨٢٩	٠,٦٦٥	٠,٥١٥	٠,٤٣٤	٠,٣٧٦	٠,٣٣١	٠,٢٩٧	٠,٢٦٩	٠,٢٤٦	٠,٢٣٩
١٥	٠,٨١٢	٠,٦٦١	٠,٥٠٥	٠,٤٢٥	٠,٣٦٧	٠,٣٢٢	٠,٢٨٩	٠,٢٦٢	٠,٢٤٠	٠,٢٣٨
١٦	٠,٨٠٣	٠,٦٦٥	٠,٤٩٦	٠,٤١٧	٠,٣٦٠	٠,٣١٧	٠,٢٨٢	٠,٢٥٦	٠,٢٣٤	٠,٢٣٠
١٧	٠,٧٩٥	٠,٦٠٦	٠,٤٨٨	٠,٤٠٩	٠,٣٥٣	٠,٣١١	٠,٢٧٨	٠,٢٥١	٠,٢٢٠	٠,٢١٦
١٨	٠,٧٨٨	٠,٥٩٨	٠,٤٨١	٠,٤٠٣	٠,٣٤٧	٠,٣٠٥	٠,٢٧٢	٠,٢٤٦	٠,٢٢٥	٠,٢٢١
١٩	٠,٧٨١	٠,٥٩١	٠,٤٧٤	٠,٣٩٦	٠,٣٤١	٠,٣٠٠	٠,٢٦٧	٠,٢٤٢	٠,٢٢٠	٠,٢١٨
٢٠	٠,٧٧٥	٠,٥٨٤	٠,٤٦٨	٠,٣٩١	٠,٣٣٦	٠,٢٩٥	٠,٢٦٢	٠,٢٣٨	٠,٢١٧	٠,٢١٥
٢١	٠,٧٦٩	٠,٥٧٨	٠,٤٦٢	٠,٣٨٥	٠,٣٣١	٠,٢٩١	٠,٢٥٩	٠,٢٣٤	٠,٢١٢	٠,٢١٠
٢٢	٠,٧٦٣	٠,٥٧٢	٠,٤٥٧	٠,٣٨١	٠,٣٢٧	٠,٢٨٧	٠,٢٥٥	٠,٢٣١	٠,٢٠٩	٠,٢٠٧
٢٣	٠,٧٥٨	٠,٥٦٦	٠,٤٥٢	٠,٣٧٦	٠,٣٢٢	٠,٢٨٢	٠,٢٥٢	٠,٢٢٧	٠,٢٠٧	٠,٢٠٥
٢٤	٠,٧٥٣	٠,٥٦١	٠,٤٤٧	٠,٣٧٢	٠,٣١٩	٠,٢٧٩	٠,٢٤٩	٠,٢٢٤	٠,٢٠٥	٠,٢٠٤
٢٥	٠,٧٤٨	٠,٥٥٦	٠,٤٤٢	٠,٣٦٨	٠,٣١٥	٠,٢٧٦	٠,٢٤٦	٠,٢٢٢	٠,٢٠٢	٠,٢٠١
٢٦	٠,٧٤٤	٠,٥٥٢	٠,٤٣٩	٠,٣٦٤	٠,٣١٢	٠,٢٧٣	٠,٢٤٣	٠,٢١٩	٠,٢٠٠	٠,١٩٩
٢٧	٠,٧٣٩	٠,٥٤٨	٠,٤٣٥	٠,٣٦١	٠,٣٠٩	٠,٢٧٠	٠,٢٤١	٠,٢١٧	٠,١٩٧	٠,١٩٦
٢٨	٠,٧٣٥	٠,٥٤٤	٠,٤٣١	٠,٣٥٨	٠,٣٠٦	٠,٢٦٧	٠,٢٣٨	٠,٢١٥	٠,١٩٥	٠,١٩٤
٢٩	٠,٧٣٢	٠,٥٤٠	٠,٤٢٨	٠,٣٥٥	٠,٣٠٣	٠,٢٦٥	٠,٢٣٦	٠,٢١٢	٠,١٩٢	٠,١٩١
٣٠	٠,٧٢٨	٠,٥٣٦	٠,٤٢٤	٠,٣٥٢	٠,٣٠١	٠,٢٦٣	٠,٢٣٤	٠,٢١٠	٠,١٩٠	٠,١٨٩
٣١	٠,٧٢٦	٠,٥٣٠	٠,٤٢٨	٠,٣٤٦	٠,٢٩٦	٠,٢٥٨	٠,٢٣١	٠,٢٠٧	٠,١٨٨	٠,١٨٧
٣٢	٠,٧١٥	٠,٥٢٣	٠,٤٢٢	٠,٣٤١	٠,٢٩١	٠,٢٥٥	٠,٢٢٦	٠,٢٠٢	٠,١٨٢	٠,١٨١
٣٣	٠,٧٠٩	٠,٥١٨	٠,٤١٨	٠,٣٣٧	٠,٢٨٧	٠,٢٥١	٠,٢٢٣	٠,٢٠٠	٠,١٨٢	٠,١٨١
٣٤	٠,٧٠٤	٠,٥١٣	٠,٤١٣	٠,٣٣٣	٠,٢٨٤	٠,٢٤٨	٠,٢٢٠	٠,١٩٨	٠,١٨٠	٠,١٧٩
٣٥	٠,٦٩٩	٠,٥٠٨	٠,٤٠٩	٠,٣٢٩	٠,٢٨١	٠,٢٤٥	٠,٢١٧	٠,١٩٥	٠,١٧٧	٠,١٧٦
٣٦	٠,٦٩٤	٠,٥٠٤	٠,٤٠٥	٠,٣٢٦	٠,٢٧٧	٠,٢٤٢	٠,٢١٥	٠,١٩٣	٠,١٧٥	٠,١٧٤
٣٧	٠,٦٩٠	٠,٥٠٠	٠,٤٠٢	٠,٣٢٣	٠,٢٧٥	٠,٢٣٩	٠,٢١٢	٠,١٩١	٠,١٧٣	٠,١٧٢
٣٨	٠,٦٨٦	٠,٤٩٦	٠,٤٠٨	٠,٣٢٠	٠,٢٧٢	٠,٢٣٧	٠,٢١٠	٠,١٨٩	٠,١٧١	٠,١٧٠
٣٩	٠,٦٨٢	٠,٤٩٢	٠,٤٠٥	٠,٣١٣	٠,٢٧٠	٠,٢٣٥	٠,٢٠٨	٠,١٨٧	٠,١٧٠	٠,١٦٩
٤٠	٠,٦٧٩	٠,٤٨٩	٠,٤٠٢	٠,٣١١	٠,٢٦٧	٠,٢٣٤	٠,٢٠٦	٠,١٨٥	٠,١٦٨	٠,١٦٧
٤١	٠,٦٧٦	٠,٤٨٦	٠,٤٠٠	٠,٣٠٩	٠,٢٦٥	٠,٢٣٢	٠,٢٠٤	٠,١٨٣	٠,١٦٦	٠,١٦٥
٤٢	٠,٦٧٣	٠,٤٨٣	٠,٣٩٧	٠,٣٠٦	٠,٢٦٣	٠,٢٣٠	٠,٢٠٢	٠,١٨١	٠,١٦٤	٠,١٦٣
٤٣	٠,٦٧٠	٠,٤٨٠	٠,٣٩٤	٠,٣٠٣	٠,٢٦٠	٠,٢٢٧	٠,٢٠٠	٠,١٧٩	٠,١٦٣	٠,١٦٢
٤٤	٠,٦٦٧	٠,٤٧٧	٠,٣٩١	٠,٣٠٠	٠,٢٥٧	٠,٢٢٤	٠,١٩٧	٠,١٧٦	٠,١٦٠	٠,١٥٩
٤٥	٠,٦٦٤	٠,٤٧٤	٠,٣٨٨	٠,٢٩٧	٠,٢٥٤	٠,٢٢١	٠,١٩٤	٠,١٧٣	٠,١٥٧	٠,١٥٦
٤٦	٠,٦٦١	٠,٤٧١	٠,٣٨٥	٠,٢٩٤	٠,٢٥١	٠,٢١٨	٠,١٩١	٠,١٧٠	٠,١٥٤	٠,١٥٣
٤٧	٠,٦٥٨	٠,٤٦٨	٠,٣٨٢	٠,٢٩١	٠,٢٤٨	٠,٢١٥	٠,١٨٨	٠,١٦٧	٠,١٥١	٠,١٥٠
٤٨	٠,٦٥٥	٠,٤٦٥	٠,٣٨٠	٠,٢٨٩	٠,٢٤٦	٠,٢١٣	٠,١٨٦	٠,١٦٥	٠,١٤٩	٠,١٤٨
٤٩	٠,٦٥٢	٠,٤٦٢	٠,٣٧٧	٠,٢٨٦	٠,٢٤٣	٠,٢١٠	٠,١٨٣	٠,١٦٢	٠,١٤٦	٠,١٤٥
٥٠	٠,٦٤٩	٠,٤٦٠	٠,٣٧٥	٠,٢٨٤	٠,٢٤١	٠,٢٠٨	٠,١٨١	٠,١٦٠	٠,١٤٤	٠,١٤٣
٥١	٠,٦٤٦	٠,٤٥٧	٠,٣٧٢	٠,٢٨١	٠,٢٣٨	٠,٢٠٥	٠,١٧٨	٠,١٥٧	٠,١٤١	٠,١٤٠
٥٢	٠,٦٤٣	٠,٤٥٤	٠,٣٦٩	٠,٢٧٨	٠,٢٣٥	٠,٢٠٢	٠,١٧٥	٠,١٥٤	٠,١٣٨	٠,١٣٧
٥٣	٠,٦٤٠	٠,٤٥١	٠,٣٦٦	٠,٢٧٥	٠,٢٣٢	٠,٢٠٠	٠,١٧٢	٠,١٥١	٠,١٣٥	٠,١٣٤
٥٤	٠,٦٣٧	٠,٤٤٨	٠,٣٦٣	٠,٢٧٢	٠,٢٢٩	٠,١٩٧	٠,١٦٩	٠,١٤٨	٠,١٣٢	٠,١٣١
٥٥	٠,٦٣٤	٠,٤٤٥	٠,٣٦٠	٠,٢٦٩	٠,٢٢٦	٠,١٩٤	٠,١٦٦	٠,١٤٥	٠,١٢٩	٠,١٢٨
٥٦	٠,٦٣١	٠,٤٤٢	٠,٣٥٧	٠,٢٦٦	٠,٢٢٣	٠,١٩١	٠,١٦٣	٠,١٤٢	٠,١٢٦	٠,١٢٥
٥٧	٠,٦٢٨	٠,٤٣٩	٠,٣٥٤	٠,٢٦٣	٠,٢٢٠	٠,١٨٨	٠,١٦٠	٠,١٣٩	٠,١٢٣	٠,١٢٢
٥٨	٠,٦٢٥	٠,٤٣٦	٠,٣٥١	٠,٢٦٠	٠,٢١٧	٠,١٨٥	٠,١٥٧	٠,١٣٦	٠,١٢٠	٠,١١٩
٥٩	٠,٦٢٢	٠,٤٣٣	٠,٣٤٨	٠,٢٥٧	٠,٢١٤	٠,١٨٢	٠,١٥٤	٠,١٣٣	٠,١١٧	٠,١١٦
٦٠	٠,٦١٩	٠,٤٣٠	٠,٣٤٥	٠,٢٥٤	٠,٢١١	٠,١٧٩	٠,١٥١	٠,١٣٠	٠,١١٤	٠,١١٣
٦١	٠,٦١٦	٠,٤٢٧	٠,٣٤٢	٠,٢٥١	٠,٢٠٨	٠,١٧٦	٠,١٤٨	٠,١٢٧	٠,١١١	٠,١١٠
٦٢	٠,٦١٣	٠,٤٢٤	٠,٣٣٩	٠,٢٤٨	٠,٢٠٥	٠,١٧٣	٠,١٤٥	٠,١٢٤	٠,١٠٨	٠,١٠٧
٦٣	٠,٦١٠	٠,٤٢١	٠,٣٣٦	٠,٢٤٥	٠,٢٠٢	٠,١٧٠	٠,١٤٢	٠,١٢١	٠,١٠٥	٠,١٠٤
٦٤	٠,٦٠٧	٠,٤١٨	٠,٣٣٣	٠,٢٤٢	٠,٢٠٠	٠,١٦٧	٠,١٣٩	٠,١١٨	٠,١٠٢	٠,١٠١
٦٥	٠,٦٠٤	٠,٤١٥	٠,٣٣٠	٠,٢٣٩	٠,١٩٧	٠,١٦٤	٠,١٣٦	٠,١١٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٦٦	٠,٦٠١	٠,٤١٢	٠,٣٢٧	٠,٢٣٦	٠,١٩٤	٠,١٦١	٠,١٣٣	٠,١١٢	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٦٧	٠,٥٩٨	٠,٤٠٩	٠,٣٢٤	٠,٢٣٣	٠,١٩١	٠,١٥٨	٠,١٣٠	٠,١٠٩	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٦٨	٠,٥٩٥	٠,٤٠٦	٠,٣٢١	٠,٢٣٠	٠,١٨٨	٠,١٥٥	٠,١٢٧	٠,١٠٦	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٦٩	٠,٥٩٢	٠,٤٠٣	٠,٣١٨	٠,٢٢٧	٠,١٨٥	٠,١٥٢	٠,١٢٤	٠,١٠٣	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٠	٠,٥٨٩	٠,٤٠٠	٠,٣١٥	٠,٢٢٤	٠,١٨٢	٠,١٤٩	٠,١٢١	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧١	٠,٥٨٦	٠,٣٩٧	٠,٣١٢	٠,٢٢١	٠,١٧٩	٠,١٤٦	٠,١١٨	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٢	٠,٥٨٣	٠,٣٩٤	٠,٣٠٩	٠,٢١٨	٠,١٧٦	٠,١٤٣	٠,١١٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٣	٠,٥٨٠	٠,٣٩١	٠,٣٠٦	٠,٢١٥	٠,١٧٣	٠,١٤٠	٠,١١٢	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٤	٠,٥٧٧	٠,٣٨٨	٠,٣٠٣	٠,٢١٢	٠,١٧٠	٠,١٣٧	٠,١١٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٥	٠,٥٧٤	٠,٣٨٥	٠,٣٠٠	٠,٢٠٩	٠,١٦٧	٠,١٣٤	٠,١٠٧	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٦	٠,٥٧١	٠,٣٨٢	٠,٢٩٧	٠,٢٠٦	٠,١٦٤	٠,١٣١	٠,١٠٤	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٧	٠,٥٦٨	٠,٣٧٩	٠,٢٩٤	٠,٢٠٣	٠,١٦١	٠,١٢٨	٠,١٠١	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٨	٠,٥٦٥	٠,٣٧٦	٠,٢٩١	٠,٢٠٠	٠,١٥٨	٠,١٢٥	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٧٩	٠,٥٦٢	٠,٣٧٣	٠,٢٨٨	٠,١٩٧	٠,١٥٥	٠,١٢٢	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٨٠	٠,٥٥٩	٠,٣٧٠	٠,٢٨٥	٠,١٩٤	٠,١٥٢	٠,١١٩	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٨١	٠,٥٥٦	٠,٣٦٧	٠,٢٨٢	٠,١٩١	٠,١٤٩	٠,١١٦	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠
٨٢	٠,٥٥٣	٠,٣٦٤	٠,٢٧٩	٠,١٨٨	٠,١٤٦	٠,١١٣	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١٠٠	٠,١

ملحق (١١) جدول القيم المخرجة للمدى الاختيار، ولكن عند مستوى دلالة ٠.٥.

[illegible]

تابع ملحق (١١) جدول القيم المخرجة للمدى الاختيار ولكن عند مستوى دلالة ٠.٠٥

[illegible]

تابع ملحق (١١) جدول القيم المرجحة للمدى لاختبار دنكن عند مستوى دلالة ٠.٠١

K عدد المتوسطات																				درجات الحرية
١٩	١٨	١٧	١٦	١٥	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	٠	
١.٣٠	١.١٨٨	١.١٧.	١.١٥.	١.١٣٩	١.١٠	١.٠٩	١.٠٦	١.٠٣	١.٠١	١.٠٠	٠.٩٨	٠.٩٦	٠.٩٤	٠.٩٢	٠.٩٠	٠.٨٨	٠.٨٦	٠.٨٤	٠.٨٢	
١.٣١	١.١٨٩	١.١٧١	٠.٩٨٨	٠.٩٦٩	٠.٩٤٩	٠.٩٢٩	٠.٩٠٩	٠.٨٨٩	٠.٨٦٩	٠.٨٤٩	٠.٨٢٩	٠.٨٠٩	٠.٧٨٩	٠.٧٦٩	٠.٧٤٩	٠.٧٢٩	٠.٧٠٩	٠.٦٨٩	٠.٦٦٩	
٠.٨١٩	٠.٨٠٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	٠.٨١٩	
٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	٠.٧٠٩	
٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	٠.٦١٩	
٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	٠.٥١٩	
٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	٠.٤١٩	
٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	٠.٣١٩	
٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	٠.٢١٩	
٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	٠.١١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	٠.٠١٩	
٠.٠١٩																				

ملحق [١٢]

جدول قوة الاختبار الإحصائي بمعلومية
حجم التأثير ومستوى الدلالة

اختبار ذييل واحد				
٠,٠٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٥	
اختبار ذييلين				
٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,١٠	القوة
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠,٠٠
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	٠,٠١
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١١	٠,٠٢
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٦	٠,١٢	٠,٠٣
٠,٠١	٠,٠٣	٠,٠٧	٠,١٣	٠,٠٤
٠,٠٢	٠,٠٣	٠,٠٨	٠,١٤	٠,٠٥
٠,٠٢	٠,٠٤	٠,٠٩	٠,١٦	٠,٠٦
٠,٠٣	٠,٠٥	٠,١١	٠,١٨	٠,٠٧
٠,٠٤	٠,٠٦	٠,١٣	٠,٢١	٠,٠٨
٠,٠٥	٠,٠٨	٠,١٥	٠,٢٣	٠,٠٩
٠,٠٦	٠,٠٩	٠,١٧	٠,٢٦	١,٠٠
٠,٠٧	٠,١١	٠,٢٠	٠,٣٠	١,٠١
٠,٠٨	٠,١٣	٠,٢٢	٠,٣٢	١,٠٢
٠,١٠	٠,١٥	٠,٢٦	٠,٣٧	١,٠٣
٠,١٢	٠,١٨	٠,٢٩	٠,٤٠	١,٠٤
٠,١٤	٠,٢٠	٠,٣٢	٠,٤٤	١,٠٥
٠,١٦	٠,٢٢	٠,٣٦	٠,٤٨	١,٠٦
٠,١٩	٠,٢٧	٠,٤٠	٠,٥٢	١,٠٧
٠,٢٢	٠,٣٠	٠,٤٤	٠,٥٦	١,٠٨
٠,٢٥	٠,٣٣	٠,٤٨	٠,٦٠	١,٠٩
٠,٢٨	٠,٣٧	٠,٥٢	٠,٦٤	٢,٠٠
٠,٣٢	٠,٤١	٠,٥٦	٠,٦٨	٢,٠١
٠,٣٥	٠,٤٥	٠,٥٩	٠,٧١	٢,٠٢
٠,٣٩	٠,٤٩	٠,٦٣	٠,٧٤	٢,٠٣
٠,٤٢	٠,٥٣	٠,٦٧	٠,٧٧	٢,٠٤
٠,٤٧	٠,٥٧	٠,٧١	٠,٨٠	٢,٠٥
٠,٥١	٠,٦١	٠,٧٤	٠,٨٣	٢,٠٦
٠,٥٥	٠,٦٥	٠,٧٧	٠,٨٥	٢,٠٧
٠,٥٩	٠,٦٨	٠,٨٠	٠,٨٨	٢,٠٨
٠,٦٣	٠,٧٢	٠,٨٣	٠,٩٠	٢,٠٩
٠,٦٦	٠,٧٥	٠,٨٥	٠,٩١	٢,١٠
٠,٧٠	٠,٧٨	٠,٨٧	٠,٩٣	٢,١١
٠,٧٣	٠,٨١	٠,٨٩	٠,٩٤	٢,١٢
٠,٧٧	٠,٨٣	٠,٩١	٠,٩٦	٢,١٣
٠,٨٠	٠,٨٦	٠,٩٣	٠,٩٦	٢,١٤
٠,٨٢	٠,٨٨	٠,٩٤	٠,٩٧	٢,١٥
٠,٨٥	٠,٩٠	٠,٩٥	٠,٩٧	٢,١٦
٠,٨٧	٠,٩٢	٠,٩٦	٠,٩٨	٢,١٧
٠,٨٩	٠,٩٣	٠,٩٧	٠,٩٨	٢,١٨
٠,٩١	٠,٩٤	٠,٩٧	٠,٩٩	٢,١٩
٠,٩٢	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	٣,٠٠
٠,٩٤	٠,٩٦	٠,٩٨	٠,٩٩	٣,٠١
٠,٩٥	٠,٩٧	٠,٩٩	٠,٩٩	٣,٠٢
٠,٩٦	٠,٩٨	٠,٩٩	×	٣,٠٣
٠,٩٧	٠,٩٨	٠,٩٩	×	٣,٠٤
٠,٩٧	٠,٩٩	٠,٩٩	×	٣,٠٥
٠,٩٨	٠,٩٩	×	×	٣,٠٦
٠,٩٨	٠,٩٩	×	×	٣,٠٧
٠,٩٩	٠,٩٩	×	×	٣,٠٨
٠,٩٩	٠,٩٩	×	×	٣,٠٩
٠,٩٩	×	×	×	٣,١٠
×	×	×	×	٣,١١
×	×	×	×	٣,١٢

ملحق [١٣]

جدول حجم التأثير بمعلومية مستوى الدلالة
وقوة الاختبار الإحصائي

اختبار ذيل واحد				
٠,٠٠٥	٠,٠٢٥	٠,٠١	٠,٠٥	
اختبار ذيلين				
٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠٢	٠,١٠	القوة
١,٩٠	١,٦٥	١,٢٩	٠,٩٧	٠,٢٥
٢,٥٨	٢,٢٣	١,٩٦	١,٦٤	٠,٥٠
٢,٨٣	٢,٥٨	٢,٢١	١,٩٠	٠,٦٠
٣,٠١	٢,٧٦	٢,٣٩	٢,٠٨	٠,٦٧
٣,١٠	٢,٨٥	٢,٤٨	٢,١٧	٠,٧٠
٣,٢٥	٣,١١	٢,٦٣	٢,٣٢	٠,٧٥
٣,٤٢	٣,١٧	٢,٨٠	٢,٤٩	٠,٨٠
٣,٦١	٣,٣٦	٣,٠٠	٢,٦٨	٠,٨٥
٣,٨٦	٣,٦١	٣,٢٤	٢,٩٣	٠,٩٠
٤,٢٢	٣,٩٧	٣,٦٠	٤,٢٩	٠,٩٥
٤,٩٠	٤,٦٥	٤,٢٩	٣,٩٧	٠,٩٩
٥,٦٧	٥,٤٢	٥,٠٥	٤,٣٧	٠,٩٩٩

ملحق (١٤) جدول التقييم المخرجة لاختبار (ف) عند مستوى ٥٠،٠

د. محمد صالح المنجد

جدول ٢٠٠ : درجات الحرية للمقام																			C.v
∞	12.	1.	0.5	0.2	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005	0.001	0.0005	0.0001	0.00005	0.00001	0.000005	0.000001	0.0000005	0.0000001	
1	12.706	6.958	12.957	19.000	31.599	40.991	45.992	49.997	52.993	55.990	58.996	61.993	64.999	67.996	70.993	73.990	76.996	79.993	1
2	18.509	14.013	14.067	19.000	26.234	31.599	35.000	37.453	39.586	41.409	43.164	44.771	46.339	47.864	49.353	50.804	52.226	53.627	2
3	21.597	16.836	16.844	19.000	28.909	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	3
4	23.685	18.476	18.480	19.000	30.816	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	4
5	25.013	19.758	19.760	19.000	32.287	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	5
6	26.295	20.879	20.880	19.000	33.554	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	6
7	27.488	21.955	21.955	19.000	34.682	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	7
8	28.592	22.997	22.997	19.000	35.709	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	8
9	29.618	23.918	23.918	19.000	36.654	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	9
10	30.568	24.759	24.759	19.000	37.527	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	10
11	31.542	25.529	25.529	19.000	38.337	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	11
12	32.530	26.234	26.234	19.000	39.084	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	12
13	33.530	26.876	26.876	19.000	39.777	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	13
14	34.540	27.457	27.457	19.000	40.424	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	14
15	35.560	27.986	27.986	19.000	41.034	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	15
16	36.590	28.463	28.463	19.000	41.606	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	16
17	37.630	28.897	28.897	19.000	42.140	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	17
18	38.670	29.326	29.326	19.000	42.639	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	18
19	39.710	29.755	29.755	19.000	43.110	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	19
20	40.750	30.184	30.184	19.000	43.562	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	20
21	41.790	30.613	30.613	19.000	44.000	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	21
22	42.830	31.042	31.042	19.000	44.424	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	22
23	43.870	31.471	31.471	19.000	44.839	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	23
24	44.910	31.899	31.899	19.000	45.249	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	24
25	45.950	32.328	32.328	19.000	45.654	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	25
26	46.990	32.757	32.757	19.000	46.054	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	26
27	48.030	33.186	33.186	19.000	46.450	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	27
28	49.070	33.615	33.615	19.000	46.841	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	28
29	50.110	34.044	34.044	19.000	47.228	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	29
30	51.150	34.473	34.473	19.000	47.611	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	30
31	52.190	34.902	34.902	19.000	48.000	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	31
32	53.230	35.331	35.331	19.000	48.384	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	32
33	54.270	35.760	35.760	19.000	48.764	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	33
34	55.310	36.189	36.189	19.000	49.144	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	34
35	56.350	36.618	36.618	19.000	49.524	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	35
36	57.390	37.047	37.047	19.000	49.904	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	36
37	58.430	37.476	37.476	19.000	50.284	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	37
38	59.470	37.905	37.905	19.000	50.664	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	38
39	60.510	38.334	38.334	19.000	51.044	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	39
40	61.550	38.763	38.763	19.000	51.424	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	40
41	62.590	39.192	39.192	19.000	51.804	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	41
42	63.630	39.621	39.621	19.000	52.184	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	42
43	64.670	40.050	40.050	19.000	52.564	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	43
44	65.710	40.479	40.479	19.000	52.944	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	44
45	66.750	40.908	40.908	19.000	53.324	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	45
46	67.790	41.337	41.337	19.000	53.704	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	46
47	68.830	41.766	41.766	19.000	54.084	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	47
48	69.870	42.195	42.195	19.000	54.464	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	48
49	70.910	42.624	42.624	19.000	54.844	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	49
50	71.950	43.053	43.053	19.000	55.224	31.599	33.988	35.988	37.453	38.886	40.293	41.671	43.026	44.364	45.684	46.984	48.264	49.533	50

د ٢ = درجات الحرية للمقام

جدول القيم الحرجة لاختبار (ف) عند مستوى دلالة ٠,٠١

١,٢ = مخرجان الحزبة البسيط												ج. ٢
١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	
١٢٦٦	١٢٦٥	١١,٦	١,٠٦	٥٩٨١	٥٩٨٨	٥٩٥٩	٥٩٦٤	٥٩٦٥	٥٩,٢	٩٩٩٤	٤,٠٢	١
٩٩,٥	٩٩,٤٦	٩٩,٤٨	٩٩,٤٠	٩٩,٢٧	٩٩,٢٦	٩٩,٢٢	٩٩,٢٠	٩٩,٢٥	٩٩,١٧	٩٩,٠٠	٩٩,٠٠	٢
٢٦,١٢	٢٦,٦٠	٢٧,٠٥	٢٧,٢٢	٢٧,٤٩	٢٧,٦٧	٢٧,٩١	٢٨,٢٤	٢٨,٧١	٢٩,٤٦	٣٠,٨٢	٣٤,١٧	٣
١٢,٤٦	١٢,٩٢	١١,٢٧	١٢,٥٥	١٤,٨٠	١٤,٩٨	١٥,٢١	١٥,٥٢	١٥,٩٨	١٦,٦٩	١٨,٠٠	٢١,٢٠	٤
٩,٠٢	٩,٤٦٦	٩,٨٨٨	١٠,٠٥	١٠,٢٩	١٠,٤٦	١٠,٦٧	١٠,٩٧	١١,٢٩	١٢,٠٦	١٢,٢٧	١٦,٢٦	٥
٦,٨٨٠	٧,٢١٢	٧,٢١٨	٧,٨٧٤	٨,١٠٢	٨,٢٦٠	٨,٤٦٦	٨,٧٤٦	٩,١٤٨	٩,٧٨٠	١٠,٩٢	١٢,٧٥٠	٦
٥,٦٥٠	٦,٠٧٤	٦,٤٦٦	٦,٦٢٠	٦,٨٤٠	٦,٩٩٢	٧,١٩١	٧,٤٦٠	٧,٤٦٠	٨,٤٥١	٩,٥٤٧	١٢,٢٥٠	٧
٤,٨٥٩	٥,٢٧٩	٥,٦٦٧	٥,٨١٤	٦,٠٢٩	٦,١٧٨	٦,٣٧١	٦,٦٢٢	٦,٦٢٢	٧,٥١١	٨,٦٤٩	١١,٢٦٠	٨
٤,٢١١	٤,٧٢٩	٥,١١١	٥,٢٥٧	٥,٤٦٧	٥,٦١٧	٥,٨٠٢	٦,٠٥٧	٦,٠٥٧	٦,٩٩٢	٨,٠٢٢	١٠,٥٦	٩
٣,٩٠٩	٤,٢٢٧	٤,٧٠٦	٤,٨٤٩	٥,٠٥٧	٥,٢٠٠	٥,٣٨٦	٥,٣٦٢	٥,٦٢٦	٦,٥٥٢	٧,٥٥١	١٠,٠٠٤	١٠
٣,٦٠٢	٤,٠٢١	٤,٢٩٧	٤,٥٢٩	٤,٧٤٤	٤,٨٨٦	٥,٠٦٩	٥,٢٦٦	٥,٢٦٦	٦,٢١٧	٧,٢٠٦	٩,٦٤٦	١١
٣,٢٦٦	٣,٧٨٠	٤,١٥٥	٤,٢٩٦	٤,٤٩٩	٤,٦٤٠	٤,٨٢٦	٥,٠٦٤	٥,٠٦٤	٥,١٥٢	٦,١٢٧	٩,٢٢٠	١٢
٣,١٦٥	٣,٥٨٧	٣,٩٦٠	٤,١٠٠	٤,٢٠٢	٤,٤١١	٤,٦٠٠	٤,٨٢٢	٤,٨٢٢	٥,٧٢٩	٦,٧٠١	٩,٠٧٤	١٣
٣,٠٠٤	٣,٤٢٧	٣,٨٠٠	٣,٩٢٩	٤,١٢٠	٤,٣٧٨	٤,٤٥٦	٤,٦٩٥	٤,٦٩٥	٥,٥٦٤	٦,٥١٥	٨,٧٦٢	١٤
٢,٨٦٨	٣,٢٩٤	٣,٦٦٦	٣,٨٠٥	٤,٠٠١	٤,١١٢	٤,٢١٨	٤,٥٥٦	٤,٥٥٦	٥,٤١٧	٦,٢٥١	٨,٦٨٢	١٥
٢,٧٥٢	٣,١٨١	٣,٥٥٢	٣,٦٩١	٣,٨٩٠	٤,٠٧٦	٤,٢٠٢	٤,٤٢٧	٤,٤٢٧	٥,٢٩٢	٦,٢٢٦	٨,٥٢١	١٦
٢,٦٥٢	٣,٠٨٤	٣,٤٥٥	٣,٥٩٧	٣,٧٩١	٣,٩٦٧	٤,١٠٢	٤,٢٢٦	٤,٢٢٦	٥,١٨٥	٦,١١٢	٨,٤٠٠	١٧
٢,٥٦٦	٣,٩٩٩	٣,٣٧٦	٣,٥٠٨	٣,٧٠٥	٣,٨٦١	٤,٠١٥	٤,٢٤٨	٤,٢٤٨	٥,٠٩٢	٦,٠١٢	٨,٢٨٥	١٨
٢,٤٨٩	٣,٩٢٥	٣,٢٩٧	٣,٤٢٤	٣,٦٢١	٣,٧٦٥	٣,٩٢٩	٤,١٧١	٤,١٧١	٥,٠١٠	٥,٩٢٦	٨,١٨٥	١٩
٢,٤٢١	٣,٨٥٩	٣,٢٢٦	٣,٣٦٨	٣,٥٦١	٣,٦٩٩	٣,٨٧١	٤,١٠٢	٤,١٠٢	٤,٩٢٨	٥,٨٤١	٨,٠٩٦	٢٠
٢,٣٦٠	٣,٨٠١	٣,١٧٢	٣,٣١٠	٣,٥٠٦	٣,٦٤٠	٣,٨١٢	٤,٠٤٢	٤,٠٤٢	٤,٨٧٤	٥,٧٨٠	٨,٠١٧	٢١
٢,٣٠٥	٣,٧٤٩	٣,١٧١	٣,٣٥٨	٣,٥٤٢	٣,٥٨٧	٣,٧٥٨	٣,٩٨٨	٣,٩٨٨	٤,٨١٧	٥,٧١٩	٧,٩٤٥	٢٢
٢,٢٥٦	٣,٧٠٢	٣,١٢٤	٣,٣١٦	٣,٤١٠	٣,٥٢٩	٣,٧١٠	٣,٩٢٩	٣,٩٢٩	٤,٧٦٥	٥,٦٦٤	٧,٨٨٤	٢٣
٢,٢١١	٣,٦٥٩	٣,٠٢٢	٣,٢١٨	٣,٣٢٢	٣,٤١٦	٣,٦١٧	٣,٨١٥	٣,٨١٥	٤,٧١٨	٥,٦١٤	٧,٨٧٢	٢٤
٢,١٦٩	٣,٦٢٠	٣,٩٩٢	٣,١٢٩	٣,٢٢٤	٣,٤٥٧	٣,٦٢٧	٣,٨٥٥	٣,٨٥٥	٤,٦٧٥	٥,٥٦٨	٧,٧٧٠	٢٥
٢,١٢١	٣,٥٨٥	٣,٩٥٨	٣,٠٩٤	٣,٢٨٨	٣,٤٢١	٣,٥٩١	٣,٨١٨	٣,٨١٨	٤,٦٢٧	٥,٥٢٦	٧,٧٢١	٢٦
٢,٠٩٧	٣,٥٥٢	٣,٩٢٦	٣,٠٦٢	٣,٢٥٦	٣,٢٨٨	٣,٥٥٨	٣,٧٨٥	٣,٧٨٥	٤,٦٠١	٥,٤٨٨	٧,٦٧٧	٢٧
٢,٠٦١	٣,٥٢٢	٣,٨٩٦	٣,٠٢٢	٣,٢٢٦	٣,٢٥٨	٣,٥٢٨	٣,٧٥٤	٣,٧٥٤	٤,٥٦٨	٥,٤٥٢	٧,٦٢٦	٢٨
٢,٠٢١	٣,٤٩٥	٣,٨٦٨	٣,٠٠٥	٣,١٩٨	٣,٢٢٠	٣,٤٩٨	٣,٧٢٥	٣,٧٢٥	٤,٥٢٨	٥,٤٢٠	٧,٥١٨	٢٩
٢,٠٠٦	٣,٤٦٩	٣,٨٢٤	٣,٩٧١	٣,١٧٢	٣,٢٠٤	٣,٤٧٢	٣,٦١٩	٣,٦١٩	٤,٥١٠	٥,٤١٠	٧,٥٦٢	٣٠
١,٩٥٦	٣,٤٢٢	٣,٧٩٨	٣,٩٢٤	٣,١٢٧	٣,٢٥٨	٣,٤٢٧	٣,٦٥٢	٣,٦٥٢	٤,٤٥١	٥,٣٢٦	٧,٤٩١	٣١
١,٩١١	٣,٢٨٢	٣,٧٥٨	٣,٨٩٤	٣,٠٨٧	٣,٢١٨	٣,٢٨٦	٣,٦١١	٣,٦١١	٤,٤١٦	٥,٢٨١	٧,٤٤٤	٣٢
١,٨٧٢	٣,٢٤٨	٣,٧٢٢	٣,٨٥٩	٣,٠٥٢	٣,١٨٢	٣,٢٥١	٣,٥٧٤	٣,٥٧٤	٤,٢٧٧	٥,٢٤٨	٧,٢٩٦	٣٣
١,٨٢٧	٣,٢١٦	٣,٦٩٧	٣,٨٢٨	٣,٠٢١	٣,١٥٢	٣,٢١٩	٣,٥٤٢	٣,٥٤٢	٤,٢٤٢	٥,٢١١	٧,٥٢٥	٣٤
١,٨٠٥	٣,٢٨٨	٣,٦٦٥	٣,٨٠١	٣,١١٢	٣,١٢٤	٣,٢١١	٣,٥١٤	٣,٥١٤	٤,٢١٢	٥,١٧٩	٧,٢١٤	٣٥
١,٦٠١	٣,١١٥	٣,٤٩٦	٣,٦٢١	٣,٨٧٢	٣,١٥٢	٣,١١١	٣,٢٢٩	٣,٢٢٩	٤,١٢٦	٤,١٧٧	٧,٠٧٧	٣٦
١,٢٨١	١,١٥٠	٣,٢٢٦	٣,٤٧٢	٣,٦٦٢	٣,٧٩٢	٣,٩٥٦	٣,١٧٤	٣,١٧٤	٣,٦٤٩	٤,٧٨٧	٦,٨٥١	٣٧
١,٠٠٠	١,٧٩١	٣,١٨٥	٣,٢٢١	٣,٥١١	٣,٦٢٩	٣,٨٠٢	٣,٠١٧	٣,٠١٧	٣,٧٨٢	٤,٦٠٥	٦,٦٢٥	٣٨

٣٩ = مخرجان الحزبة البسيط

ملحق (١٥) المعاملات الحرجة S للطريقة المختصرة

لإجراء الاختبار على مستوى ٥٪

ن. العينة	عدد العينات : ل								
	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
٢	٣ر٤٣	٣ر٣٧	١ر٧٨	١ر٤٠	١ر١٦	١ر٠٠	٠ر٨٧	٠ر٧٨	٠ر٧٠
٣	١ر٩١	١ر٤٤	١ر١٣	٠ر٩٤	٠ر٨٠	٠ر٧٠	٠ر٦٢	٠ر٥٦	٠ر٥١
٤	١ر٦٣	١ر٣٥	١ر٠١	٠ر٨٤	٠ر٧٢	٠ر٦٣	٠ر٥٧	٠ر٥١	٠ر٤٧
٥	١ر٥٣	١ر١٩	٠ر٩٦	٠ر٨١	٧٠	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٥
٦	١ر٥٠	١ر١٨	٠ر٩٥	٠ر٨٠	٠ر٦٩	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٤٩	٠ر٤٥
٧	١ر٤٩	١ر١٧	٠ر٩٥	٠ر٨١	٠ر٦٩	٠ر٦١	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٥
٨	١ر٤٩	١ر١٧	٠ر٩٦	٠ر٨٠	٠ر٧٠	٠ر٦٢	٠ر٥٥	٠ر٥٠	٠ر٤٦
٩	١ر٥٠	١ر١٨	٠ر٩٧	٠ر٨٢	٠ر٧١	٠ر٦٢	٠ر٥٦	٠ر٥١	٠ر٤٧
١٠	١ر٥٢	١ر٢٠	٠ر٩٨	٠ر٨٣	٠ر٧٢	٠ر٦٣	٠ر٥٧	٠ر٥٢	٠ر٤٧

1. The first part of the document discusses the importance of maintaining accurate records of all transactions. This is crucial for ensuring the integrity of the financial data and for providing a clear audit trail.

2. The second part of the document outlines the various methods used to collect and analyze data. These methods include both qualitative and quantitative approaches, each with its own strengths and limitations.

3. The third part of the document describes the results of the data collection and analysis. These results show a clear trend towards increased efficiency and cost savings over the period studied.

4. The fourth part of the document discusses the implications of the findings for future research and practice. It suggests that the methods used in this study could be applied to other areas of research to achieve similar results.

5. The fifth part of the document provides a conclusion and a summary of the key findings. It emphasizes the importance of continued research in this area to further improve our understanding of the processes involved.

المراجع

المراجع العربية

- أحمد عودة و خليل الخليلي (١٩٨٨) : الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية . عمان : دار الفكر للنشر والتوزيع .
- رجاء أبو علام (٢٠٠٤) : مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية ، القاهرة : دار النشر للجامعات .
- دوجلاس ماكلتوش (١٩٧٧) : الإحصاء للمعلمين . ترجمة إبراهيم عميرة . القاهرة : دار المعارف .
- زكريا الشربيني (١٩٩٠) : الإحصاء اللابارامترى في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
- زكريا الشربيني (١٩٩٥) : الإحصاء وتصميم التجارب في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
- زكريا الشربيني (٢٠٠٣) : الإحصاء اللابارامترى مع استخدام SPSS في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
- صلاح الدين علام (١٩٩٣) : الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية . القاهرة : دار الفكر العربى .
- صلاح مراد (٢٠٠٠) : الأساليب الإحصائية في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ، القاهرة : الأنجلو المصرية .
- عبد الرحمن عدس (١٩٨١) : مبادئ الإحصاء في التربية وعلم النفس . عمان : مكتبة الأقصى .
- فؤاد أبو حطب وآمال صادق (١٩٩١) : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . القاهرة : الأنجلو المصرية .
- فؤاد البهى السيد (١٩٧٨) : علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري . القاهرة : دار الفكر العربى .
- محمد عبد السلام (٢٠٠٢) : الاتجاهات الحديثة في دراسة فعالية الذات ، المجلة

المصرية للدراسات النفسية ، العدد ٣٦ ، ص ص ٨٩ -
١٤٤ .

منى بدوى (٢٠٠١) : أثر برنامج تدريبي في الكفاءة الأكاديمية للطلاب على فاعلية
الذات ، المجلة المصرية للدراسات النفسية ، العدد ٢٩ ،
ص ص ١٥١ - ٢٠٠ .

المراجع الأجنبية

Alexander S. and Fred, L. (1998): Self-Efficacy and work-Related performance: A Meta Analysis. J. Applied Psychology, Vol. 124, No. 2, pp. 240-261.

Baker, R. and Dwyer, F. (2000): A meta-analytic assessment of the effects of visualized instruction. Paper presented at 2000 Feb AECT National Convention long Beach, CA.

Bandura, A. (1989) : Regulation of cognitive processes through perceived self- Efficacy. Developmental Psychology, Vol. 25, No.5, pp. 729-735.

Bandura, A. (1997) : Self-Efficacy : The exercise of control. New York: Freeman.

Benz, S. et al. (1992): Personal Teaching Efficacy: Development relationship in education J. Educational Research. Vol. 85, No. 5, pp. 274.

Bong, M. (2004) : Academic motivation in Self-Efficacy, Task value, Achievement goal orientation, and attributional beliefs. J. Educational Research, Vol. 97. No. 6, pp. 287-297.

Borg, W. and Gall, M. (1979) : Educational Research. New York: Longman.

- Broota, K. (1989) :** Experimental Design in Behavioural Research. New York: John Wiley and Sons.
- Campbell, D. and Stanley, j. (1966) :** Experimental and Quasi - Experimental Designs for Research. Chicago: Rand McNally College Publishing Company.
- Cohen, J. (1977) :** Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. New York: Academic Press.
- Cohen, J. (1988) :** Statistical Power Analysis. Hillsdale, New Jersey: Erlbaum.
- Collyer, C. and Enns, J. (1986) :** Analysis of Variance : The Basic Designs. Chicago: Nelson - Hall.
- Cohen, J. (1988):** Statistical power analysis for the behavioral sciences. N.J: Erlbaum.
- Carson, K., Schriesheim, C. and Kinicki, A. (1990) :** The usefulness of the fail-safe statistic in Meta - Analysis, Educational and Psychological Measurement, Vol. 50, No. 2, pp. 233-243.
- Cozzarelli, C. (1993) :** Personality and Self-Efficacy as predictors of coping with abortion. J. Personality and Social Psychology. Vol. 65, No. 6, pp. 1224-1236.
- Conyer, L. (1998) :** Applying self-efficacy theory to counseling college students with disabilities. J. Applied Rehabilitation Counseling, vol. 29, No. 1, pp. 25-30.
- Dyer, J (1979) :** Understanding and Evaluating Educational Research. Massachusetts: Addison - Wesley Publishing Company.
- Drowns, R. (1986) :** Review of development in Meta-Analytic method. Psychological Bulletin, vol. 99, No. 3, pp. 388-399
- Elliot, J. (1991):** Action Research for Educational Change. Philadelphia: Open University Press.

- Ferguson, G and Takane, Y. (1989):** Statistical Analysis in Psychology and Education. New York: Mc Graw - Hill Publishing Co.
- Finn., K. and Frone, M. (2004) :** Academic performance and cheating: Moderating role of school identification and self-efficacy .J. Educational Research . Yol 97. No 3 pp. 115-121.
- Gay, L. (1980) :** Educational Research: Competencies for Analysis and Application. Columbus: Charles Merrill Publishing Company.
- Gaskill, P. and Murphy, K. (2004) :** Effects of a memory strategy on second graders performance and Self-Efficacy. Contemporary Educational Psychology, Vol. 29, No. 1, pp. 27-49.
- Glass, G., McGaw, B. and Smith, M. (1981):** Meta-Analysis in social research. London: SAGE.
- Glass, G. and Hopkins, K. (1984) :** Statistical Methods in Education and Research. New Jersey: Presey: Prentice - Hall, Inc.
- Guilford, J. and Fruchter, B (1978):** Fundamental Statistics in Psychology and Education. Tokyo: Mc Graw - Hill, Inc.
- Hedges, L., Cooper, H. and Bushman, B (1993) :** Testing the null hypothesis in Meta-Analysis: A comparison of combined probability and confidence interval procedures. Psychological Bulletin, vol. III, No. 1, pp. 188- 194.
- Harrison, A. et al. (1997):** Testing the self-efficacy performance linkage of social-cognitive theory. J. Social Psychology. Vol. 137, No.1, pp. 79- 87.
- Hays, W (1981):** Statistics, New York: Holt, Rinhart and Winston.
- Hersen, M and Barlow, D. (1976):** Single - Case Experimental Designs. Strategies for Studying Behaviour Change New York: Pergamon Press.

- Howell, D. (1987):** Statistical Methods for psychology. Boston: P W S -Kent
- Issae, S and Michael, W. (1981):** Hand Book in Research and Evaluation. San Diego: Calif, Edits Publishers.
- Hunter, J. and Schmidt. F. (2004):** Methods of Meta-Analysis. Correcting error and bais in research findings. London. SAGE publications Ltd.
- Kerlinger, F. (1986) :** Foundations of Behavioral Research. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Kieess, H. (1989) :** Statistical concepts for the behavioural sciences. Boston: Allyn and Bacon.
- Kirk, R. (1982) :** Experimental Dcsign: Procedures for the Behavioral Sciences. California: Brooks/ Cole publishing Company.
- Krueger, A. and Diskson, A. (1993) :** Perccived Self-Efficacy and perceptions of opportunity and theart. Psychological R port.Vol.72.pp. 1235- 1240.
- Lehman, I. and mehrens, W (1979):** Educational Research; Reading in Focus, new York: Holt, Rinchart and Winston.
- Lehman, R. (1991):** Statistics and Research Design in the behavioral Sciences. California; Wadsworth, Inc.
- Lipsey, M. and Wilson, D. (2001) :** Practical Meta-Analysis (Applied Social Research Methods). California : SAGE publications, Inc.
- Lipsey, M. and Wilson, D. (2001):** practical meta-analysis (Applied social Research Methods series, 49).
- Maddux, J. and Meier, L. (1995);** Self-Efficacy and depression. New york: Plenum Press.
- M̄arascuio, L and Serlin, R. (1988) :** Statistical methods for the Social and Behavioral Sciences. New York: Freeman.

- Marascuilo, L (1971) :** Statistical Methods for Behavioral Science Research, New York: Mc Graw - Hill.
- Melchert, T. et al. (1996) :** Testing Models of counselor. Development with measure of counseling Self-Efficacy. J. Counseling and Development. Vol. 74, pp. 640-644.
- Mc Call, R (1970) :** Fundamental Statistics for psychology. New york: Harcourt, brace and World, Inc.
- Mc Millan, J. and Schumacher, S. (1989) :** Research in Education : A Conceptual Introduction. Glenview, Ill. : Scott, Foresman and Company.
- Multon, K., Brown, S. and Lent, R. (1991) :** Relation of Self- Efficacy Beliefs to Academic outcomes: A Meta-Analytic Investigation J. Counseling Psychology, Vol. 38, No. 1, pp. 30-38.
- Myers, A. (1980) :** Experimental Psychology. New York: D. Van Nostrand Co.
- Myers, J. (1979) :** Fundamentals of Experimental Design. Boston: Al-lyn and Bacon, Inc.
- Neill, J. (2004) :** Why use effect size instead of significant teaching in program evaluation? [online] available: www.wilderdom.com/effectsizes.html.
- Nie, et al. (1989) :** Statistical Package for Social Sciences (SPSS). New York: Me Graw - Hill Book Company.
- Noortgate, W. and Patrick, O. (2003):** Multilevel Meta-Analysis: A comparison with traditional Meta-Analytical procedures. Educational and Psychological Measurement, Vol. 63, No. 5, pp. 765-790.

- Rosenthal, R. (2000):** Contrasts and effect sizes in behavioral research: A correctional approach. U.K: Cambridge University Press.
- Scheffe, H. (1959) :** The Analysis of Variance. New York: John Wiley and Sons. Inc.
- Scott, M. and Rishard, D. (2002):** Combining effect sizes across different factorial designs: A perspective based on generalizability theory. Canada: paper presented at the 17th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology.
- Stine, W (1989) :** Meaningful Inference : The Role of Measurement in Statistics. Psychological Bulletin, 103, pp. 147 - 155 .
- Tatsoka, (2004):** Meta-Analysis and effect size. [online] available :www.seamonkey.ed.asu.edu/alex/teaching/wbl/es.html.
- Thalheimer, W. and Cook, S. (2002):** How to calculate effect sizes from published research articles: A simplified methodology [online] available: www.work-learning.com/effect-sizes.html.
- Tuckman, B. (1978) :** Conducting Educational Research. New York: Harcourt Brace Jovanovich, Inc.
- Pajares, F. (1996) :** Self-Efficacy in academic settings. Review of Educational Research, Vol. 66, No. 4, pp. 543-578.
- Panicker, S. (1999):** Statistical methods in psychology journals guidelines and explanations. J. American psychologist Association, Vol. 54, No. 8, pp. 594-604.
- Petitti, D. (2000) :** Meta-Analysis, Decision analysis and cost-effectiveness analysis: Methods for Quantitative synthesis in medicine. New York: Oxford University Press, Inc.

- Varan, C. and Sanchez, J. (1998):** Moderator search in Meta-Analysis: A review and cautionary note on existing approaches. Educational and Psychological Measurement, Vol. 58, No.1, pp. 77-87.
- Wileox, R. (1987):** New Designs in Analysis of Variance. Annual Review of psychology, 38,pp. 29 - 60.
- Winer, B. (1971) :** Statistical principles in Experimental Design. 2d ed. New York: Mc Graw - Hill Book Company.



دكتور زكريا أحمد الفريسي

● حصل على البكالوريوس عام ١٩٧٢، عين معيدا ثم مدرسا مساعدا بكلية البنات جامعة عين شمس حتى عام ١٩٨٠م. عين مدرسا بكلية البنات جامعة عين شمس عام ١٩٨١م. عين أستاذا مساعدا بكلية البنات جامعة عين شمس حتى عام ١٩٩٠م. عمل أستاذا مشاركا ثم أستاذا بكلية التربية جامعة الملك سعود بالرياض حتى عام ١٩٩٧. يعمل حاليا أستاذا بجامعة الإمارات العربية المتحدة ومديرا لمركز الانتساب الموجه.

● عضو جمعية علم النفس الأمريكية (APA) والجمعية المصرية لعلم النفس والجمعية السعودية (جستن)، وعضو المجلس العلمي باكاديمية نايف العربية للعلوم الأمنية سابقا.

● له مؤلفات في مجالات الإحصاء النفسي والتربوي والاجتماعي والإحصاء اللابارامترى والإحصاء وتصميم التجارب والتقويم والتنشئة الاجتماعية للأطفال وتصميم برامجهم العلمية والرياضية والتربوية والمستويات الاقتصادية والاجتماعية والثقافية في العلوم الإنسانية والمشكلات النفسية عند الأطفال وسيكولوجية الطفولة وعلم نفس الأسرة.

● له العديد من البحوث في مجالات المفاهيم ونموها عند الأطفال وتصميم برامجهم وعلاقتها بنواحي شخصياتهم، والذكاء ومفهوم الذات ووجهة الضبط والاندفاعية لدى الأطفال، وفصائل الدم وأبعاد الشخصية والإنجاز وحب الاستطلاع وسلوك التخريب عند الأطفال. وخصائص معلمات الأطفال، وكذا بحوث في مجال اختيارات فقرات الاختبارات وصدق وثبات الاختبارات والمقاييس. كما أن له نموذجا إحصائيا للكشف عن صدق الاختبارات ونموذجا إحصائيا آخر للكشف عن صلاحية البنود.

● أشرف وناقش العديد من الرسائل العلمية للماجستير والدكتوراه وشارك في ندوات ومؤتمرات بجامعات مختلفة.

دكتور زكريا أحمد الفريسي

مكتبة الأنجلو المصرية

THE ANGLO-EGYPTIAN BOOKSHOP

The World of Words & Thoughts

